

房地产行业的数学建模

1.问题的重述

房地产行业既是国民经济的支柱产业之一，又是与人民生活密切相关的行业之一，同时自身也是一个庞大的系统，该系统的状态和发展对国民经济的整个态势和全国人民的生活水平影响很大。近年来，我国房地产业发展迅速，不仅为整个国民经济的发展做出了贡献，而且为改善我国百姓居住条件发挥了决定性作用。但同时房地产业也面临较为严峻的问题和挑战，引起诸多争议，各方都坚持自己的观点，然而多是从政策层面、心理层面和资金层面等因素来考虑，定性分析多于定量分析。显然从系统的高度认清当前房地产行业的态势、从定量角度把握各指标之间的数量关系、依据较为准确的预见对房地产行业进行有效地调控、深刻认识房地产行业的经济规律进而实现可持续发展是解决问题的有效途径。因此通过建立数学模型研究我国房地产问题是一个值得探索的方向。

请利用附录中提供的及可以查找到的资料建立房地产行业的数学模型，建议包括

1. 住房需求模型；
2. 住房供给模型；
3. 房地产行业与国民经济其他行业关系模型；
4. 对我国房地产行业态势分析模型；
5. 房地产行业可持续发展模型；
6. 房价模型等。

并利用模型进行分析，量化研究该行业当前的态势、未来的趋势，模拟房地产行业经济调控策略的成效。

2.模型假设

假设全国性数据具有普遍性，适用于城市统一化标准；

3.符号说明

Q ——住房需求量；
 Y ——收入；
 u ——误差项；
 \hat{Y} ——人均家庭可支配收入；
 H ——人均住宅消费量；
 E_i ——住房消费需求的收入弹性；
 E_h ——单位时间的住房支出；
 P_h ——人均住房价格；
 P_x ——居民消费价格指数；
 P_a ——人均建筑价格；
 P_s ——商品房销售价格；
 P_t —— t 期商品价格；
 Q_t^d —— t 期商品需求量；
 Q_t^s —— t 期商品供给量；

其他参量定义见文中所示。

4.问题的分析

住宅是人类生存和发展所需要的基本物质生活资料，它作为家庭的物质载体，具有生存资料、享受资料和发展资料的全部特征。伴随着工业化和城市化进程，人民的生活水平越来越高，对房子的需求愈来愈大，继而住宅问题成为一个普遍的社会问题。它直接关系到国民经济建设的全局和人民生活质量的改善。

4.1 问题 1 分析

影响城镇居民住房消费需求的因素是多方面的，包括收入水平、住房价格、人口因素、金融和税收等等。而收入和住房价格因素是构成影响居民住房需求诸多因素中最主要和最直接的因素。在此我们引入住房需求收入弹性和价格弹性。住房需求的收入弹性是描述居民住房需求特征的重要指标。本模型从收入弹性着手，建立普遍适用的住房需求函数——住房对数线性函数形式，对问题 1 进行分析，结合附件中的相关数据运用 Eviews6.0 对各个变量进行单位根检验，通过检验后进行回归求住房需求函数。

4.2 问题 2 分析

商品的市场供给量和需求量随时间变化出现时涨时跌，时增时减交替变化。当市场出现供大于求的情况时，住房价格下降，随之对于住房的供给就出现市场萎缩；市场的萎缩导致供不应求，价格上涨，住房供给又增加产量，形成了类似蛛网的模型。

住房供给模型基于蛛网模型展开讨论；在考虑非线性（即供给函数和需求函数为非线性）以及市场价格自调节机制的基础上，提出改进后的蛛网模型^[1]。

4.3 问题 3 分析

房地产行业对国民经济其他行业都有需求拉动力或供给推动力，但是，定量地分析与房地产业关联度大的主要产业类型，定量地反映房地产业对各相关产业的波及和影响效应以及揭示房地产业与其他产业之间的内在结构关系却很难。然而，它们存在前向关联和后向关联关系；简而言之，即房地产行业 and 各个行业的因果关系；基于此，方法一，本文建立基于 Eviews6.0 的格兰杰检验因果模型^[2]，对房地产与国民经济其他行业关系进行一定的分析。方法二中，运用单位根检验确定与房地产行业有关的因素，进而建立回归模型得到房地产与国民经济其他行业的关系模型。

4.4 问题 4 分析

在对我国房地产行业态势进行分析时，我们采用的影响房地产主要因素为城市居民居住消费价格指数，房地产土地开发面积指数，房地产资金来源指数，居民消费价格指数，商品房待售面积指数，商品房施工面积指数等等，然后通过相关性分析，根据相关程度筛选出关联性较大的因素。房地产开发投资指数首先对综合景气指数按照均匀区间把房地产的发展态势分成了十类，然后再根据所分区间分别对不同时期的景气指数用相应的数值表示其不同时期房地产级次，然后，运用 BP 神经网络进行训练得到相应的神经网络函数。并对房地产资金来源指数等指数进行灰关联预测。

4.5 问题 6 分析

房地产业在国民经济中占有越来越重要的位置，房地产的价格也关系到一般老百姓的生产和生活问题，也关系到一个城市发展的潜力和竞争力。影响房价的因素有许多，譬如地价、人均收入以及造价等等；在此基础上，运用 Eviews6.0 对与房价有关的因素的数据进行处理，得出各个因素与房价的关联系数，最终得出家庭收入 X_2 、房地产投资（国家资本金） X_3 、城镇新建住房面积 X_4 以及城镇人均住房面积 X_5 与房价的关系紧密。

在得出房价的关联因素后，首先采取普遍适用的多元线性回归模型，但是在对数据

进行单位根检验发现数据明显不平稳，多元线性回归模型不适用，然后采用对数化对数据进行处理后，发现数据较好满足平稳性。因此，采用基于灰关联分析的特征价格改进模型。

5.模型的建立与求解

5.1 住房需求模型

所谓住房需求指的是在一定市场条件下，对于住房主观愿望且具有实际支付能力的住房需求。住房需求包括刚性需求和改善型需求。刚性需求指的是由于家庭的组建或者家庭人口的增加而产生的住房需求，通常不受其他宏观经济变量的影响。改善性需求指的是由于需求者对住房的居住条件不满意而产生的，需要对居住条件进行改善所导致的住房需求，这类需求通常在很大程度上受其他宏观经济变量的影响，存在着较强的需求收入弹性和需求价格弹性。

人均家庭可支配收入是影响住房需求的最大因素，其次是人均住房价格和居民消费指数。从城市化方面来看，农民逐渐从农村转移到城市中，在空间地域上高度集中劳动力，此时住房需求量不仅反映了城市容纳城市化人口的能力，在直接层面上其的增加将导致住房供小于求，进而使房价上升；在另一方面，居民消费价格指数的提高在一方面反映了国家的经济发展速率，这在一定程度上也影响着住房的需求。

5.1.1 模型的建立

(1) 收入弹性

住房需求的收入弹性^[3]是度量居民家庭住房消费特征的重要指标，它反映了居民家庭住房需求对收入变化的敏感程度。收入弹性具有若干政策性特征，可以将其作为衡量“政府收入政策对于解决住房消费问题的手段是否有效”的判断依据，因为如果收入弹性小，即使提高其收入，也不能期待住房消费支出有所增加、对政府刺激住房消费问题的解决方法不起任何作用；另一方面，收入弹性大的时候，依靠收入上升可以期待住房消费支出的增加，因而通过提高收入的政策就成为解决住房消费问题的有效手段。

住房消费需求的收入弹性即住房消费变化的百分比与引起该变化的城镇居民家庭收入变化的百分比的比值，它反映城镇居民家庭收入水平的变动对住房需求影响程度的大小，用公式表示如下：

$$E_i = \frac{\Delta Q / Q}{\Delta Y / Y} \quad (1)$$

在式中 Q 为住房需求量， Y 为收入， E_i 为住房消费需求的收入弹性。由于收入与需求量成同方向变化，所以住房消费需求的收入弹性应为正值。根据经济学一般原理，若 $0 < E_i < 1$ ，表明住房消费对收入变化反映变化不敏感，反之，反应敏感。相应的住房需求的价格弹性也类似对应。

(2) 住房需求函数

设住房需求函数是对数线性函数形式^[4]，即

$$\ln(H) = \beta_0 + \beta_1 \ln(\hat{Y}) + \beta_2 \ln(P_h) + \beta_3 \ln(P_x) + u \quad (2)$$

在对住房需求函数进行定量分析时，由于缺乏直接相关的数据，但是人均住宅消费量在一定程度上间接反映了居民对住房的需求。在此采用人均住宅消费量来定义住房需求。

其中： $\beta_1 + \beta_2 + \beta_3 = 1$

u ：误差项；

H ：人均住宅消费量；

\hat{Y} ：人均家庭可支配收入；

P_h ：人均住房价格；

P_x ：居民消费价格指数；

由于 $\frac{dH}{dY} \frac{\hat{Y}}{H} = \frac{d \ln H}{d \ln Y}$ 所以 β_1 和 β_2 就分别对应住房需求的收入弹性 (E_i) 和价格弹性 (η_i)。

一户家庭在一个单位时间或月或年内消耗的住房服务的数量即住房消费量^[4] H 的定义是很严格的并且难以度量。因此常将其转换为单位时间的人均住房支出即 $E_h = P_h \cdot H$ ，作用于线性变换式 (2) 可以得到：

$$\ln \left(\frac{E_h}{P_x} \right) = \beta_0 + \beta_1 \ln \left(\frac{\hat{Y}}{P_x} \right) + (1 + \beta_2) \ln \left(\frac{P_h}{P_x} \right) + u \quad (3)$$

其中 E_h 为单位时间的住房支出；

(3) 单位根检验的必要性

经典计量经济学理论^[5]是建立在时间序列平稳的基础上的，所假设的变量间的相关系数服从的是正态分布。现代计量经济学研究发现，大部分经济变量是非平稳的。用蒙特卡罗模拟方法分析非平稳时间序列的相关系数的分布情况，研究结果表明：当时间序列非平稳使，相关系数实际上服从的是倒 U 和 U 字形分布，因此增加了拒绝解释变量系数为零的假设的概率，并且该概率随着样本容量和时间序列单整阶数的增加而增加。这样，就降低了检验的功效，增加了纳伪的可能性。也就是说在大样本和较高单整阶数的条件下，随意检验本来独立的两个变量的相关系数的显著性，结论都是肯定的，直接结果是导致不相关的两个非平稳变量在相关系数的分布呈现道 U 和 U 字形的情况下，被检验出两者具有相关关系。即是说，用非平稳变量进行回归分析，尤其在大样本和较高单整阶数的情况下，结论全是变量之间具有相关关系，将实际上不相关的两个非平稳变量用来回归分析，是一种伪回归。所以，必须首先考虑和检验变量的平稳性，才能对非平稳变量间进行回归分析。

5.1.2 模型的求解

每年人均建筑面积在一定的增长，商品房的销售价格也随每年的行业态势而发生改变，在此定义 $P_h = P_s \cdot P_a$ ，其中 (P_a) 代表人均建筑价格， (P_s) 代表商品房销售价格。

基于上述模型的结论可知，所选择的因素有单位时间的人均住房支出 (E_h)，人均家庭可支配收入 (\hat{Y})，人均住房价格 (P_h) 及居民消费价格指数 (P_x)。

对数据进行处理得表 1：

表 1 模型 1 相关数据处理表

| | PX | EH | EH/PX | LN(EH/ PX) | PH | PH | Y | Y/PX | LN(Y/P X) | PH/PX | LN(PH/PX) |
|------|-------------|------------|--------|-------------------|------|------|-------------|-----------------|-----------------|-------------|-------------|
| 1998 | 0.992 5 | 227.3 0 | 229.02 | 5.43 | 1902 | 1.9 | 818.2 8 | 824.463476 1 | 6.7147 32843 | 1916.27204 | 7.558136932 |
| 1999 | 0.986 | 233.4 0 | 236.71 | 5.47 | 1883 | 1.88 | 840.2 4 | 852.170385 4 | 6.7477 8649 | 1909.837728 | 7.554773558 |
| 2000 | 1.003 5 | 252.3 0 | 251.42 | 5.53 | 1955 | 1.95 | 883.0 5 | 879.970104 6 | 6.7798 87935 | 1947.683109 | 7.574395796 |
| 2001 | 1.007 25 | 269.8 0 | 267.86 | 5.59 | 2024 | 2.02 | 917.3 2 | 910.717299 6 | 6.8142 3253 | 2009.0345 | 7.605409537 |
| 2002 | 0.992 33 | 292.7 0 | 294.96 | 5.69 | 2110 | 2.11 | 995.1 8 | 1002.87202 8 | 6.9106 23191 | 2126.611107 | 7.662284962 |
| 2003 | 1.011 67 | 288.3 0 | 284.97 | 5.65 | 2229 | 2.23 | 980.2 2 | 968.912787 8 | 6.8761 74606 | 2203.584173 | 7.697840483 |
| 2004 | 1.039 | 352.2 0 | 338.98 | 5.83 | 2646 | 2.65 | 1197. 48 | 1152.53128 | 7.0497 15916 | 2546.198268 | 7.84235665 |
| 2005 | 1.018 2 | 423.4 0 | 415.83 | 6.03 | 3017 | 3.02 | 1312. 54 | 1289.07876 6 | 7.1616 83108 | 2963.464938 | 7.99411445 |

利用 Eviews6.0 进行线性回归时，对式（3）中的 $\frac{E_h}{P_x}$ ， $\frac{\hat{Y}}{P_x}$ ， $\frac{P_h}{P_x}$ 看作一个整体变量，

并对各个变量进行回归，步骤如下：

Step1: 对处理前的各指标作单位根检验

对 3 个自变量进行单位根检验，观察它们是否是平稳时间序列。3 个指标的 ADF 检验结果如图所示：

Null Hypothesis: D(LNEHPX,2) has a unit root

Exogenous: None

Lag Length: 1 (Fixed)

| | t-Statistic | Prob.* |
|----------------------------------------|-------------|--------|
| Augmented Dickey-Fuller test statistic | -2.651756 | 0.0221 |
| Test critical values: | | |
| 1% level | -3.271402 | |
| 5% level | -2.082319 | |
| 10% level | -1.599804 | |

图1 $Ln\left(\frac{E_h}{P_x}\right)$ 单位根检验结果

Null Hypothesis: D(LNPHPX,2) has a unit root

Exogenous: None

Lag Length: 1 (Fixed)

| | t-Statistic | Prob.* |
|----------------------------------------|-------------|--------|
| Augmented Dickey-Fuller test statistic | 0.584067 | 0.7906 |
| Test critical values: | | |
| 1% level | -3.271402 | |
| 5% level | -2.082319 | |
| 10% level | -1.599804 | |

图 2 $\ln\left(\frac{P_h}{P_x}\right)$ 单位根检验结果

Null Hypothesis: D(LNYPX,2) has a unit root

Exogenous: None

Lag Length: 1 (Fixed)

| | t-Statistic | Prob.* |
|----------------------------------------|-------------|--------|
| Augmented Dickey-Fuller test statistic | -2.279112 | 0.0375 |
| Test critical values: | | |
| 1% level | -3.271402 | |
| 5% level | -2.082319 | |
| 10% level | -1.599804 | |

图 3 $\ln\left(\frac{\hat{Y}}{P_x}\right)$ 单位根检验结果

由图 1 中可以看到，由于检验 t 统计量是-2.651756，稍大于显著性水平为 5%的临界值-2.082319，表明在 95%的置信水平下接受原假设，认为 $\ln\left(\frac{E_h}{P_x}\right)$ 存在单位根，是非平稳的。经检验可得其是二阶差分平稳的。同理， $\ln\left(\frac{\hat{Y}}{P_x}\right)$ 也是二阶差分平稳的。对于 $\ln\left(\frac{P_h}{P_x}\right)$ ，经过对数变换后，通过了单位根检验（如图 4 所示），表明上述均为时间平稳数列。

Null Hypothesis: D(LNPHPX) has a unit root

Exogenous: None

Lag Length: 1 (Fixed)

| | t-Statistic | Prob.* |
|----------------------------------------|-------------|--------|
| Augmented Dickey-Fuller test statistic | -2.626857 | 0.9857 |
| Test critical values: | | |
| 1% level | -3.109582 | |
| 5% level | -2.043968 | |
| 10% level | -1.597318 | |

图 4 $\ln\left(\frac{P_h}{P_x}\right)$ 对数变换后单位根检验结果

Step2: 以 $\ln(H)$ 为被解释变量, 以 $\ln\left(\frac{E_h}{P_x}\right)$ 、 $\ln\left(\frac{\hat{Y}}{P_x}\right)$ 及 $\ln\left(\frac{P_h}{P_x}\right)$ 为解释变量, 进行逐步回归得到线性回归结果如图 5 所示:

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|--------------------|-------------|-----------------------|-------------|-----------|
| LNPHPX | 0.045755 | 0.300231 | 0.152400 | 0.8848 |
| LNYPX | 1.231926 | 0.304122 | 4.050762 | 0.0098 |
| C | -3.177116 | 0.458117 | -6.935159 | 0.0010 |
| R-squared | 0.990566 | Mean dependent var | | 5.652500 |
| Adjusted R-squared | 0.986793 | S.D. dependent var | | 0.198980 |
| S.E. of regression | 0.022867 | Akaike info criterion | | -4.438236 |
| Sum squared resid | 0.002615 | Schwarz criterion | | -4.408445 |
| Log likelihood | 20.75294 | Hannan-Quinn criter. | | -4.639161 |
| F-statistic | 262.5095 | Durbin-Watson stat | | 2.208651 |
| Prob(F-statistic) | 0.000009 | | | |

图 5 $\ln(H)$ 与 $\ln\left(\frac{E_h}{P_x}\right)$ 、 $\ln\left(\frac{\hat{Y}}{P_x}\right)$ 及 $\ln\left(\frac{P_h}{P_x}\right)$ 的回归模型

由图 5 我们可以得到相应的回归模型如下：

$$\begin{aligned} \ln\left(\frac{E_h}{P_x}\right) &= -3.177116 + 1.231926 \ln\left(\frac{\hat{Y}}{P_x}\right) + 0.045755 \ln\left(\frac{P_h}{P_x}\right) \\ t &= \quad \quad \quad (4.05) \quad \quad \quad (0.15) \quad \quad \quad (4) \\ R^2 &= 0.9906 \quad \quad \quad F = 262.510 \quad \quad \quad D.W. = 2.209 \end{aligned}$$

由 (4) 式可以看出，解释变量的 t 统计量的绝对值一个大于 2.3，一个小于 2.3，因此此模型与 $\ln\left(\frac{\hat{Y}}{P_x}\right)$ 显著，与 $\ln\left(\frac{P_h}{P_x}\right)$ 关系较不显著。可决系数 $R^2 = 0.9906$ ，说明该模型具有很高的拟合度，F 检验也是较显著的，回归系数的符号和数值是合理的。拟合残差^[6]后的图如下所示：

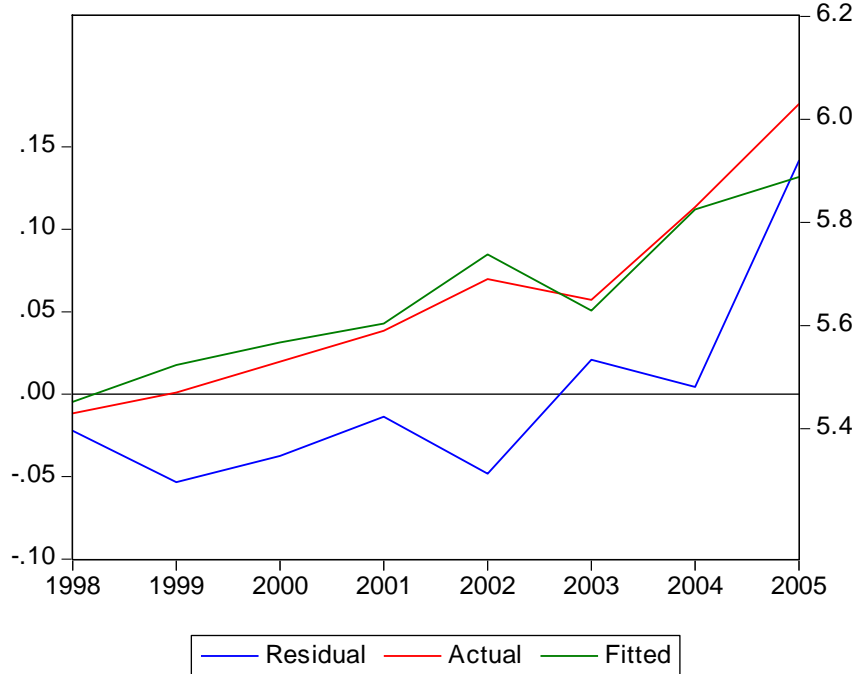


图 6 住房需求模型的拟合残差结果

运用 $E_h = P_h \cdot H$ 代入 (4) 式得：

$$\ln(H) = -3.177116 + 1.231926 \ln\left(\frac{\hat{Y}}{P_x}\right) + 0.045755 \ln(P_h) - 1.277651 \ln(P_x) \quad (5)$$

由上式可得，人均住宅消费量与人均家庭可支配收入、人均住房价格成正比例关系，与居民消费价格指数成负比例的关系。

对模型中式 (5) 中的住房需求函数进行仿真分析如图 7 所示：

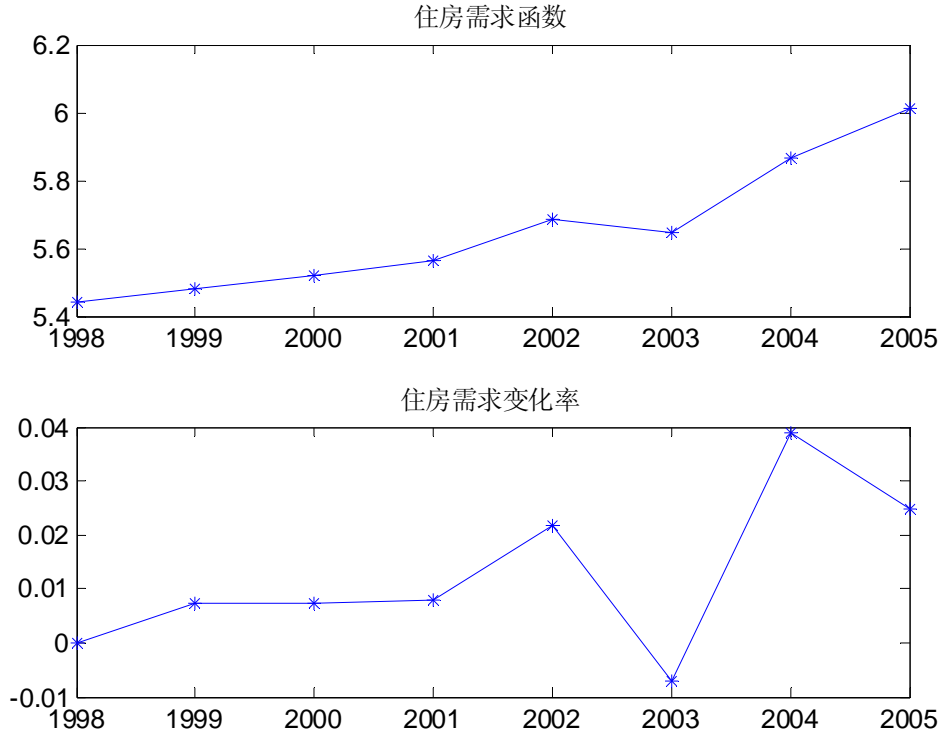


图 7 住房需求函数及住房需求变化率仿真图

由图 7 可得，在 2003 年，住房需求函数骤减，分析其相关的数据得到，居民收入与其有相对应的关系，由此可以推出居民家庭收入是影响住房需求的主要因素。

5.2 住房供给模型

5.2.1 模型一：

传统的蛛网模型假定供给函数和需求函数均为线性，且每一期的供给和需求均衡，在现实的经济系统中，这两个假定条件都是难以成立的，其“线性”假定只能描述蛛网模型中的收敛、发散和 2 周期闭合^[7]等三种运动类型，不能刻画最常出现的各种周期运动及混沌现象。

蛛网模型主要在市场经济中，来描述商品数量和价格的变化规律。它将时间离散化为时段，一个时段相当于商品的一个生产周期，定义了传统蛛网模型：

$$\begin{cases} Q_t^d = \alpha - \beta P_t \\ Q_t^s = -\delta + \gamma P_{t-1} \\ Q_t^d = Q_t^s \end{cases} \quad (6)$$

其中， Q_t^d 表示 t 期商品需求量， Q_t^s 表示 t 期商品供给量， P_t 表示 t 期商品价格， P_{t-1} 表示 $t-1$ 期商品价格， α, β, γ 和 δ 均为常数，且均大于零^[8]。

传统蛛网模型假定供给函数和需求函数均为线性，但是在现实经济活动中，线性关系是很难满足的。其“线性”假定只能描述蛛网模型中的收敛、发散和 2 周期闭合等三种运动类型，不能刻画最常出现的各种周期运动和混沌运动^[7]。

5.2.1.1 模型的建立

传统蛛网模型的基本假设条件为：商品的本期产量 Q_t^s 决定于前一期的价格 P_{t-1} ，即供给函数为 $Q_t^s = f(P_{t-1})$ ，商品本期的需求量 Q_t^d 决定于本期的价格 P_t ，即需求函数为 $Q_t^d = f(P_t)$ 。商品的数量不能只根据前一期商品的价格做决定，需要对前 n 期商品的价格

格做一定的比较和分析。

取前期价格 P_{t-1} 、 P_{t-2} ，在综合分析前 2 期价格的基础上做出商品产量的决定，即供给函数为 $Q_t^s = f(P_{t-1}, P_{t-2})$ ，按照传统理性预期，前一期价格 P_{t-1} 应该比再前一期价格 P_{t-2} 的权重大，假设 P_{t-1} 的权重为 γ ，且 $\frac{1}{2} < \gamma < 1$ ，那么 P_{t-2} 的权重为 $1-\gamma$ ，由此得到改进后蛛网模型的供给方程 $Q_t^s = -\delta + \gamma P_{t-1} + (1-\gamma)P_{t-2}$ ，商品本期的需求量 Q_t^d 仍取决于本期的价格 P_t ，即需求函数为 $Q_t^d = f(P_t)$ 。由于市场有一定的价格调节功能，即 $P_t = P_{t-1} + \lambda(Q_{t-1}^d - Q_t^s)^{[9]}$ ，所以本模型以市场调节为前提，研究住房供给模型。

根据以上假设条件，改进后的蛛网模型^[10]可以表示为

$$\begin{cases} Q_t^d = \alpha - \beta P_t \\ Q_t^s = -\delta + \gamma P_{t-1} + (1-\gamma)P_{t-2} \\ P_t = P_{t-1} + \lambda(Q_{t-1}^d - Q_t^s) \end{cases} \quad (7)$$

其中， $\alpha, \beta, \gamma, \delta$ 和 λ 均为常数，且均大于零。

式 (7) 中三个方程依次为需求方程、供给方程和价格调节方程， Q_t^d, Q_t^s, P_t 分别为 t 期商品的需求量，供给量和价格。 λ 为价格调节参数，反映价格随超额需求变动而进行调整时的调整速度和幅度。本文假定需求函数 Q_t^d ，供给函数 Q_t^s 分别是价格 P_t 的单调递减、递增函数。把式 (7) 中的第 1, 2 个方程分别代入第三个方程，可得：

$$P_t = \left(\frac{1-\lambda\gamma}{1+\alpha\beta\gamma} \right) P_{t-1} - \left(\frac{\lambda-\lambda\gamma}{1+\alpha\beta\gamma} \right) P_{t-2} + \frac{\lambda\delta}{1+\alpha\beta\gamma} \quad (8)$$

由此，模型就可以简化为本期价格关于前两期价格的函数，上式描述了模型的动态行为。

5.2.1.2 模型的求解

(1)，数据的处理

Step1: 假设商品房的供给量为商品房本年的供给面积，包括商品房本年期房销售面积及商品房本年现房销售面积。关于商品房的价格，结合公平的原则，商品房的价格的计算公式为 $\frac{\text{现房销售面积}}{\text{商品房的供给}} \cdot \text{现房本年销售价格} + \frac{\text{期房销售面积}}{\text{商品房的供给}} \cdot \text{期房本年销售价格}$ 。通过对数据的观察发现，商品房价格的涨落不能引起商品房供给面积的增减，显然这已经不符合蛛网模型的基本思想。经过对数据的处理，发现商品房房价的增长率很大程度上影响商品房供给面积的增减。

Step2: 对原始数据进行单位根检验，结果显示数据不平稳，但是在对商品房供给面积的增长率和商品房价格进行单位根检验，结果显示数据平稳，并且房价对供给面积的因果关系显著，如图 (8) 图 (11) 到所示：

Null Hypothesis: QT_1 has a unit root

Exogenous: None

Lag Length: 2 (Fixed)

| | t-Statistic | Prob.* |
|----------------------------------------|-------------|--------|
| Augmented Dickey-Fuller test statistic | -5.093569 | 0.0000 |
| Test critical values: | | |
| 1% level | -2.601024 | |
| 5% level | -1.945903 | |
| 10% level | -1.613543 | |

图 8 Q_{t-1}^d 的单位根检验结果

Null Hypothesis: QTS has a unit root

Exogenous: None

Lag Length: 2 (Fixed)

| | t-Statistic | Prob.* |
|----------------------------------------|-------------|--------|
| Augmented Dickey-Fuller test statistic | -5.553057 | 0.0000 |
| Test critical values: | | |
| 1% level | -2.601024 | |
| 5% level | -1.945903 | |
| 10% level | -1.613543 | |

图 9 Q_t^s 的单位根检验结果

Pairwise Granger Causality Tests

Date: 09/27/11 Time: 17:12

Sample: 2005M10 2011M07

Lags: 2

| Null Hypothesis: | Obs | F-Statistic | Prob. |
|--------------------------------|-----|-------------|--------|
| PT does not Granger Cause Q_TD | 68 | 0.27280 | 0.7621 |
| Q_TD does not Granger Cause PT | | 7.09811 | 0.0017 |

图 10 P_t 与 Q_t^d 的格兰杰因果关系检验结果

Date: 09/27/11 Time:

17:14

Sample: 2005M10 2011M07

Included observations: 70

Correlations are asymptotically consistent approximations

| Q_TD,PT(-i) | Q_TD,PT(+i) | i | lag | lead |
|-------------|-------------|---|---------|---------|
| ***** . | ***** . | 0 | -0.4847 | -0.4847 |
| . . | . ***** | 1 | 0.0382 | 0.3608 |
| . *. | . *** | 2 | 0.1416 | 0.3019 |
| ** . | ***** . | 3 | -0.1790 | -0.4488 |

图 11 Q_t^d 与 P_t 的互相关检验结果

由图 10 可得, P_t 不能格兰杰引起 Q_t^d 的接受概率 0.7621, 说明在 5%水平上原假设成立, 即 P_t 不是 Q_t^d 的原因; 同理, Q_t^d 不能格兰杰引起 P_t 的接受概率 0.0017, 说明 Q_t^d 是 P_t 的原因。

(2) 方程的处理

I，式（7）第一个方程

Step1: 逐步回归，结果如图 12 所示：

Dependent Variable: Q_TD

Method: Least Squares

Date: 09/27/11 Time: 17:16

Sample: 2005M10 2011M07

Included observations: 70

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|----------|-------------|------------|-------------|--------|
| C | 0.097465 | 0.043818 | 2.224298 | 0.0295 |
| PT | -1.958848 | 0.428682 | -4.569471 | 0.0000 |

| | | | |
|--------------------|-----------|-----------------------|----------|
| R-squared | 0.234924 | Mean dependent var | 0.075116 |
| Adjusted R-squared | 0.223673 | S.D. dependent var | 0.413486 |
| S.E. of regression | 0.364320 | Akaike info criterion | 0.846589 |
| Sum squared resid | 9.025594 | Schwarz criterion | 0.910832 |
| Log likelihood | -27.63062 | Hannan-Quinn criter. | 0.872107 |
| F-statistic | 20.88006 | Durbin-Watson stat | 2.060928 |
| Prob(F-statistic) | 0.000021 | | |

图 12 式（7）第一个方程的逐步回归结果

Step2: 残差正态检验，结果如图：

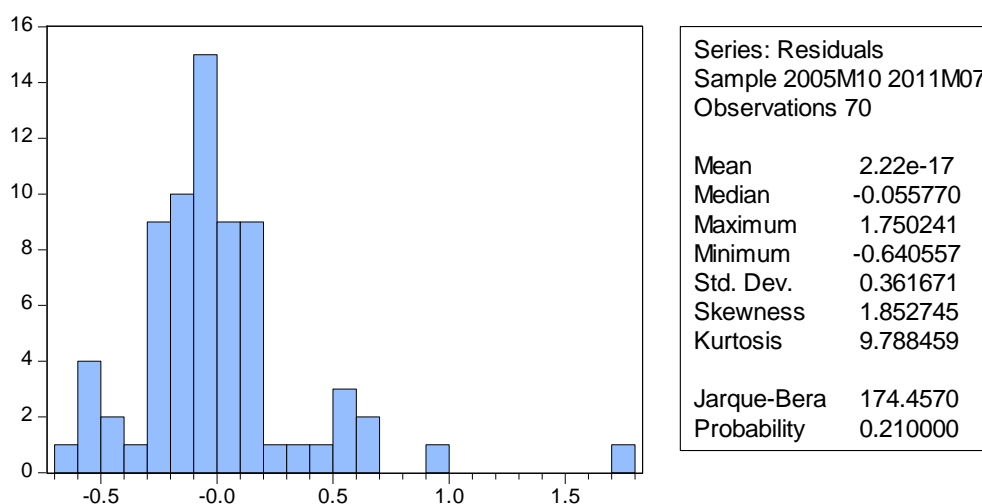


图 13 式（7）第一个方程的残差正态检验结果

由图 13 可以看出：Jaque-Bera 项的伴随概率 0.21 大于 0.05，因此，随机扰动项是非正态的。

Step3: 残差序列自相关检验结果

(1) 对其进行一阶自相关检验，结果如图 14 所示：

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

| | | | |
|---------------|----------|---------------------|--------|
| F-statistic | 0.079579 | Prob. F(1,67) | 0.7787 |
| Obs*R-squared | 0.083043 | Prob. Chi-Square(1) | 0.7732 |

Test Equation:

Dependent Variable: RESID

Method: Least Squares

Date: 09/27/11 Time: 18:07

Sample: 2005M10 2011M07

Included observations: 70

Presample missing value lagged residuals set to zero.

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|--------------------|-------------|-----------------------|-------------|----------|
| C | -0.000149 | 0.044121 | -0.003382 | 0.9973 |
| PT | 0.023330 | 0.439465 | 0.053088 | 0.9578 |
| RESID(-1) | -0.035177 | 0.124698 | -0.282097 | 0.7787 |
| R-squared | 0.001186 | Mean dependent var | | 2.22E-17 |
| Adjusted R-squared | -0.028629 | S.D. dependent var | | 0.361671 |
| S.E. of regression | 0.366811 | Akaike info criterion | | 0.873973 |
| Sum squared resid | 9.014887 | Schwarz criterion | | 0.970337 |
| Log likelihood | -27.58907 | Hannan-Quinn criter. | | 0.912250 |
| F-statistic | 0.039789 | Durbin-Watson stat | | 2.002449 |
| Prob(F-statistic) | 0.961015 | | | |

图 14 一阶自相关检验结果

由图 14 可以得出，Obs*R-squared 项的伴随概率为 0.7732，大于 0.05 的显著水平，因此，接受不存在一阶自相关的假设。

(2) 对其进行二阶自相关检验，结果如图 15 所示：

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

| | | | |
|---------------|----------|---------------------|--------|
| F-statistic | 0.960927 | Prob. F(2,66) | 0.3878 |
| Obs*R-squared | 1.980656 | Prob. Chi-Square(2) | 0.3715 |

Test Equation:

Dependent Variable: RESID

Method: Least Squares

Date: 09/27/11 Time: 18:04

Sample: 2005M10 2011M07

Included observations: 70

Presample missing value lagged residuals set to zero.

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|--------------------|-------------|-----------------------|-------------|--------|
| C | -0.001028 | 0.043852 | -0.023447 | 0.9814 |
| PT | 0.140648 | 0.445207 | 0.315917 | 0.7531 |
| RESID(-1) | -0.046915 | 0.124224 | -0.377665 | 0.7069 |
| RESID(-2) | -0.168474 | 0.124157 | -1.356936 | 0.1794 |
| R-squared | 0.028295 | Mean dependent var | 2.22E-17 | |
| Adjusted R-squared | -0.015873 | S.D. dependent var | 0.361671 | |
| S.E. of regression | 0.364530 | Akaike info criterion | 0.875029 | |
| Sum squared resid | 8.770214 | Schwarz criterion | 1.003514 | |
| Log likelihood | -26.62601 | Hannan-Quinn criter. | 0.926065 | |
| F-statistic | 0.640618 | Durbin-Watson stat | 2.060018 | |
| Prob(F-statistic) | 0.591585 | | | |

图 15 二阶自相关检验结果

由图 15 可以得出：Obs*R-squared 项的伴随概率为 0.3715，大于 0.05,的显著水平，因此，接受不存在二阶自相关的假设。

Step4: White 异方差检验，结果如图 16:

Heteroskedasticity Test: White

| | | | |
|---------------------|----------|---------------------|--------|
| F-statistic | 2.556728 | Prob. F(2,67) | 0.0851 |
| Obs*R-squared | 4.963595 | Prob. Chi-Square(2) | 0.0836 |
| Scaled explained SS | 20.58263 | Prob. Chi-Square(2) | 0.0000 |

Test Equation:

Dependent Variable: RESID^2

Method: Least Squares

Date: 09/27/11 Time: 20:29

Sample: 2005M10 2011M07

Included observations: 70

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|--------------------|-------------|-----------------------|-------------|----------|
| C | 0.109517 | 0.059658 | 1.835750 | 0.0708 |
| PT | -0.898162 | 0.446555 | -2.011315 | 0.0483 |
| PT^2 | 2.839503 | 3.655670 | 0.776740 | 0.0400 |
| R-squared | 0.070908 | Mean dependent var | | 0.128937 |
| Adjusted R-squared | 0.043174 | S.D. dependent var | | 0.384998 |
| S.E. of regression | 0.376595 | Akaike info criterion | | 0.926621 |
| Sum squared resid | 9.502214 | Schwarz criterion | | 1.022985 |
| Log likelihood | -29.43173 | Hannan-Quinn criter. | | 0.964898 |
| F-statistic | 2.556728 | Durbin-Watson stat | | 2.070302 |
| Prob(F-statistic) | 0.085106 | | | |

图 16 White 异方差检验

由图 16 可以得出：由 White 方法检验异方差，Obs*R-squared 对应的伴随概率 0.08 大于 0.05，因此接受同方差的原假设。

因此，可得方程一表达式：

$$Q_t^d = 0.097 - 1.96P_t \quad (9)$$

II，式（7）第二个方程

Step1：逐步回归，结果如图 17 所示：

Dependent Variable: QTS
Method: Least Squares
Date: 09/27/11 Time: 20:49
Sample: 2005M12 2011M07
Included observations: 68

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|--------------------|-------------|-----------------------|-------------|----------|
| QT_1 | 0.452118 | 0.540827 | 0.835976 | 0.0062 |
| QT_2 | 0.595563 | 0.542864 | 1.410230 | 0.0232 |
| C | 0.060441 | 0.051815 | 1.166474 | 0.2477 |
| R-squared | 0.030924 | Mean dependent var | | 0.074577 |
| Adjusted R-squared | 0.001106 | S.D. dependent var | | 0.418682 |
| S.E. of regression | 0.418450 | Akaike info criterion | | 1.138596 |
| Sum squared resid | 11.38152 | Schwarz criterion | | 1.236515 |
| Log likelihood | -35.71225 | Hannan-Quinn criter. | | 1.177394 |
| F-statistic | 1.037098 | Durbin-Watson stat | | 1.921838 |
| Prob(F-statistic) | 0.360272 | | | |

图 17 式 (7) 第二个方程逐步回归结果

Step2: 残差正态检验, 结果如图 18:

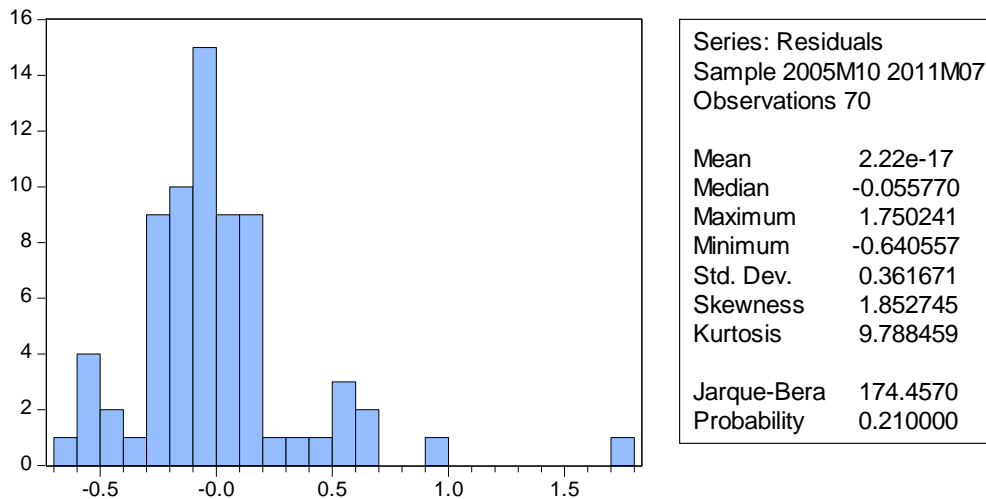


图 18 残差正态检验结果

Step3: 残差序列自相关检验结果

(1) 对其进行二阶自相关检验, 结果如图 19 所示:

Date: 09/27/11 Time: 17:36

Sample: 2005M12 2011M07

Included observations: 68

| Autocorrelation | | Partial Correlation | | AC | PAC | Q-Stat | Prob |
|-----------------|-----|---------------------|--------|--------|--------|--------|------|
| . . | . . | 1 | -0.049 | -0.049 | 0.1686 | 0.681 | |
| . . | . . | 2 | -0.011 | -0.014 | 0.1777 | 0.915 | |

图 19 一阶自相关检验结果

由图 19 可以得到：由检验结果可知： $0.681 > 0.05$ ， $0.915 > 0.05$ ，因此，接受不存在在一阶，二阶自相关的假设。

Step4: White 异方差检验，结果如图 20:

Heteroskedasticity Test: White

| | | | |
|---------------------|----------|---------------------|--------|
| F-statistic | 0.325743 | Prob. F(5,62) | 0.8956 |
| Obs*R-squared | 1.740609 | Prob. Chi-Square(5) | 0.8837 |
| Scaled explained SS | 6.055863 | Prob. Chi-Square(5) | 0.3008 |

Test Equation:

Dependent Variable: RESID^2

Method: Least Squares

Date: 09/27/11 Time: 17:44

Sample: 2005M12 2011M07

Included observations: 68

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|--------------------|-------------|-----------------------|-------------|----------|
| C | 0.208768 | 0.081406 | 2.564540 | 0.0128 |
| QT_1 | 0.684040 | 0.747274 | 0.915382 | 0.3635 |
| QT_1^2 | -1.037098 | 6.340118 | -0.163577 | 0.8706 |
| QT_1*QT_2 | -3.340821 | 6.411234 | -0.521089 | 0.6042 |
| QT_2 | 0.534365 | 0.767039 | 0.696660 | 0.4886 |
| QT_2^2 | -5.489791 | 6.052198 | -0.907074 | 0.3679 |
| R-squared | 0.025597 | Mean dependent var | | 0.167375 |
| Adjusted R-squared | -0.052984 | S.D. dependent var | | 0.465325 |
| S.E. of regression | 0.477493 | Akaike info criterion | | 1.443564 |
| Sum squared resid | 14.13599 | Schwarz criterion | | 1.639403 |
| Log likelihood | -43.08116 | Hannan-Quinn criter. | | 1.521161 |
| F-statistic | 0.325743 | Durbin-Watson stat | | 1.856458 |
| Prob(F-statistic) | 0.895613 | | | |

图 20 White 异方差检验结果

由结果可知，接受同方差假设。由以上多项检验可知，该模型是合理的。因此可得，

$$Q_t^s = 0.006 + 0.452P_{t-1} + 0.548P_{t-2} \quad (10)$$

III，式（7）第三个方程

Step1：对原始数据进行单位根检验，结果如图 21、22 所示：

Null Hypothesis: PT_PT_1 has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 10 (Automatic based on SIC, MAXLAG=10)

| | t-Statistic | Prob.* |
|----------------------------------------|-------------|--------|
| Augmented Dickey-Fuller test statistic | -5.535499 | 0.0000 |
| Test critical values: | | |
| 1% level | -3.550396 | |
| 5% level | -2.913549 | |
| 10% level | -2.594521 | |

图 21 P_t 及 P_{t-1} 的单位根检验结果

Null Hypothesis: QT_1D_QTS has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 10 (Automatic based on SIC, MAXLAG=10)

| | t-Statistic | Prob.* |
|----------------------------------------|-------------|--------|
| Augmented Dickey-Fuller test statistic | -8.742192 | 0.0000 |
| Test critical values: | | |
| 1% level | -3.550396 | |
| 5% level | -2.913549 | |
| 10% level | -2.594521 | |

图 22 Q_{t-1}^d 与 Q_t^s 的单位根检验结果

由图 21、22 可以得到： P_t 及 P_{t-1} 、 Q_{t-1}^d 与 Q_t^s 是平稳的。

Step2：对原始数据进行逐步回归，结果如图 23 所示：

Dependent Variable: PT_PT_1

Method: Least Squares

Date: 09/27/11 Time: 22:18

Sample: 2005M12 2011M07

Included observations: 68

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|--------------------|-------------|-----------------------|-------------|-----------|
| C | -0.000370 | 0.017811 | -0.020751 | 0.9835 |
| QT_1D_QTS | 0.149477 | 0.028666 | 5.214397 | 0.0000 |
| R-squared | 0.291769 | Mean dependent var | | 0.000111 |
| Adjusted R-squared | 0.281038 | S.D. dependent var | | 0.173213 |
| S.E. of regression | 0.146870 | Akaike info criterion | | -0.969569 |
| Sum squared resid | 1.423670 | Schwarz criterion | | -0.904290 |
| Log likelihood | 34.96535 | Hannan-Quinn criter. | | -0.943703 |
| F-statistic | 27.18993 | Durbin-Watson stat | | 3.079845 |
| Prob(F-statistic) | 0.000002 | | | |

图 23 式 (7) 第二个方程的逐步回归结果

Step3: 残差正态检验, 结果如图 24:

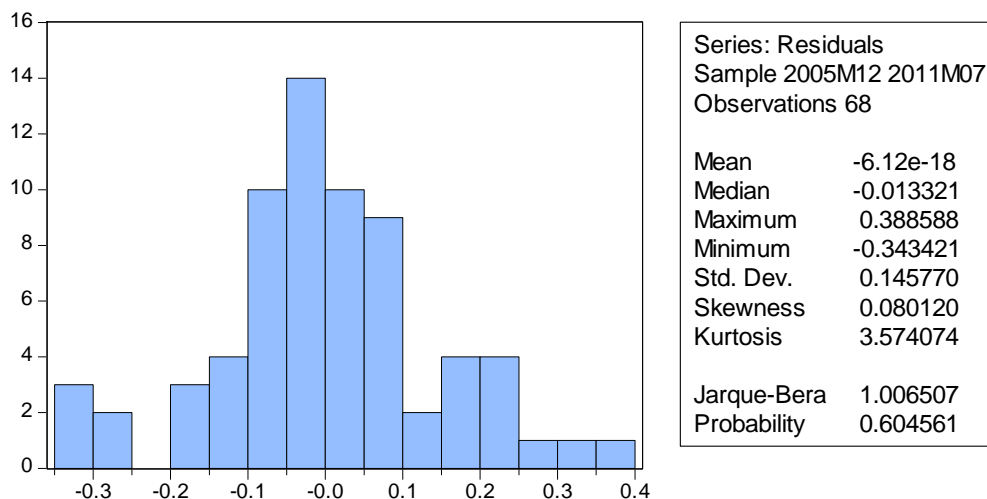


图 24 残差正态检验结果

由图 24 可以得到: Jarque-Bera 项的伴随概率为 $0.604561 > 0.05$, 表明随机扰动项是正态的假设成立, 因此通过正态检验。

Step4: 残差序列自相关检验结果

(1) 对其进行一阶自相关检验, 结果如图 25 所示:

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

| | | | |
|---------------|----------|---------------------|--------|
| F-statistic | 27.68270 | Prob. F(1,65) | 0.0000 |
| Obs*R-squared | 20.31041 | Prob. Chi-Square(1) | 0.0618 |

Test Equation:

Dependent Variable: RESID

Method: Least Squares

Date: 09/27/11 Time: 22:27

Sample: 2005M12 2011M07

Included observations: 68

Presample missing value lagged residuals set to zero.

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|--------------------|-------------|-----------------------|-------------|--------|
| C | -0.000598 | 0.015030 | -0.039761 | 0.9684 |
| QT_1D_QTS | 0.013367 | 0.024323 | 0.549556 | 0.5845 |
| RESID(-1) | -0.550446 | 0.104619 | -5.261436 | 0.0000 |
| R-squared | 0.298683 | Mean dependent var | -6.12E-18 | |
| Adjusted R-squared | 0.277104 | S.D. dependent var | 0.145770 | |
| S.E. of regression | 0.123938 | Akaike info criterion | -1.294952 | |
| Sum squared resid | 0.998444 | Schwarz criterion | -1.197033 | |
| Log likelihood | 47.02837 | Hannan-Quinn criter. | -1.256153 | |
| F-statistic | 13.84135 | Durbin-Watson stat | 2.557262 | |
| Prob(F-statistic) | 0.000010 | | | |

图 25 二阶自相关检验结果

(2) 对其进行二阶自相关检验，结果如图 26 所示：

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

| | | | |
|---------------|----------|---------------------|--------|
| F-statistic | 31.21457 | Prob. F(2,64) | 0.0000 |
| Obs*R-squared | 33.57755 | Prob. Chi-Square(2) | 0.0512 |

Test Equation:

Dependent Variable: RESID

Method: Least Squares

Date: 09/27/11 Time: 22:22

Sample: 2005M12 2011M07

Included observations: 68

Presample missing value lagged residuals set to zero.

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|--------------------|-------------|-----------------------|-------------|--------|
| C | -0.000601 | 0.012869 | -0.046669 | 0.9629 |
| QT_1D_QTS | 0.006865 | 0.020867 | 0.328983 | 0.7432 |
| RESID(-1) | -0.833048 | 0.106119 | -7.850095 | 0.0000 |
| RESID(-2) | -0.529247 | 0.106561 | -4.966584 | 0.0000 |
| R-squared | 0.493788 | Mean dependent var | -6.12E-18 | |
| Adjusted R-squared | 0.470059 | S.D. dependent var | 0.145770 | |
| S.E. of regression | 0.106116 | Akaike info criterion | -1.591545 | |
| Sum squared resid | 0.720679 | Schwarz criterion | -1.460985 | |
| Log likelihood | 58.11251 | Hannan-Quinn criter. | -1.539813 | |
| F-statistic | 20.80971 | Durbin-Watson stat | 2.206677 | |
| Prob(F-statistic) | 0.000000 | | | |

图 26 二阶自相关检验结果

因此，有一，二阶自相关检验结果得知，可接受不存在一阶，二阶自相关的原假设。由以上检验可知，该模型通过了检验。

由回归模型可得方程三：

$$P_t = P_{t-1} + 0.149(Q_{t-1}^d - Q_t^s) \quad (11)$$

(3) 求解模型方程组

Step1: 由以上的回归模型结果可得模型的方程组为：

$$\begin{cases} Q_t^d = c - \beta P_t \\ Q_t^s = -\delta + \gamma P_{t-1} + (1-r)P_{t-2} \\ P_t = P_{t-1} + \lambda(Q_{t-1}^d - Q_t^s) \end{cases} \quad (12)$$

代入以上求得各个系数，得

$$\begin{cases} Q_t^d = 0.097 - 1.96P_t \\ Q_t^s = 0.006 + 0.452P_{t-1} + 0.548P_{t-2} \\ P_t = P_{t-1} + 0.149(Q_{t-1}^d - Q_t^s) \end{cases} \quad (13)$$

Step2: 对 P_t 、 P_{t-1} 及 P_{t-2} 进行逐步回归，结果如图 27 所示：

Dependent Variable: PT

Method: Least Squares

Date: 09/28/11 Time: 00:23

Sample: 2005M12 2011M07

Included observations: 68

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|--------------------|-------------|-----------------------|-------------|-----------|
| PT_1 | -0.626227 | 0.103727 | -6.037242 | 0.0000 |
| PT_2 | -0.549699 | 0.104118 | -5.279570 | 0.0000 |
| C | 0.024940 | 0.009938 | 2.509643 | 0.0146 |
| R-squared | 0.415043 | Mean dependent var | | 0.011389 |
| Adjusted R-squared | 0.397044 | S.D. dependent var | | 0.103356 |
| S.E. of regression | 0.080256 | Akaike info criterion | | -2.164072 |
| Sum squared resid | 0.418668 | Schwarz criterion | | -2.066152 |
| Log likelihood | 76.57844 | Hannan-Quinn criter. | | -2.125273 |
| F-statistic | 23.05963 | Durbin-Watson stat | | 1.702999 |
| Prob(F-statistic) | 0.000000 | | | |

图 27 P_t 、 P_{t-1} 及 P_{t-2} 逐步回归结果

由图可以得到：

$$P_t = 0.626P_{t-1} - 0.549P_{t-2} + 0.0249 \quad (14)$$

由此式可以得出，

$$Q_t^d = 0.097 - 1.96(0.626P_{t-1} - 0.549P_{t-2} + 0.0249) \quad (15)$$

即：

$$Q_t^d = 0.097 - 1.22696P_{t-1} + 1.07604P_{t-2} - 0.048804 \quad (16)$$

5.2.2 模型二

在建立回归模型时，常把一些变量看作内生的，而另一些变量看作外生的或前定（外生的和滞后内生的）。在估计这些模型时，还必须肯定方程组中的方程是可识别的（恰好识别或过度识别）。为达到识别的目的，常常要假定某些前定变量仅出现在某些方程之中。由此，出现了向量自回归模型。房价供给模型二既是基于向量自回归模型而建立的。

5.2.2.1 模型的建立

自回归^[11]是因为方程的左端出现有因变量的滞后值，假定两个变量 $\{y_t\}$ 、 $\{x_t\}$ ，而 $\{x_t\}$ 受到 $\{y_t\}$ 的现在和过去的影响。其模型如下：

$$\begin{cases} y_t = b_{10} - b_{12}x_t + \gamma_{11}y_{t-1} + u_{yt} \\ x_t = b_{20} - b_{21}y_t + \gamma_{22}x_{t-1} + u_{xt} \end{cases} \quad (17)$$

其中， $\{y_t\}$ 与 $\{x_t\}$ 都是平稳的， u_{yt} 与 u_{xt} 是服从均值为0，方差分别为 σ_y^2, σ_x^2 的白噪声，且相互独立， u_{yt}, u_{xt} 被称为脉冲值。

公式（1）称为一阶向量自回归^[12]（VAR），这是因为之后的最大间隔是统一的。

该模型是一个反馈系统，是由 $\{y_t\}$ ， $\{x_t\}$ （分别对应于 u_{yt} ， u_{xt} ）相互作用造成的。因此，如果 $b_{21} \neq 0$ ， u_{yt} 对 x_t 有间接影响；同理，如果 $b_{12} \neq 0$ ， u_{xt} 对 y_t 有间接影响。

由于 $\{x_t\}$ 与 $\{y_t\}$ 同时相互产生影响，所以，无法通过式子（1）导出诱导方程。因此把它变换成一个应用性很强的以下形式：

$$\begin{bmatrix} 1 & b_{12} \\ b_{21} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_t \\ x_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} b_{10} \\ b_{20} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \gamma_{11} & \gamma_{12} \\ \gamma_{21} & \gamma_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_{t-1} \\ x_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} u_{yt} \\ u_{xt} \end{bmatrix} \quad (18)$$

或者

$$BZ_t = \Gamma_0 + \Gamma_1 Z_{t-1} + U_t \quad (19)$$

$$\text{其中, } B = \begin{bmatrix} 1 & b_{12} \\ b_{21} & 1 \end{bmatrix}, Z_t = \begin{bmatrix} y_t \\ x_t \end{bmatrix}, \Gamma_0 = \begin{bmatrix} b_{10} \\ b_{20} \end{bmatrix}, \Gamma_1 = \begin{bmatrix} \gamma_{11} & \gamma_{12} \\ \gamma_{21} & \gamma_{22} \end{bmatrix}, U_t = \begin{bmatrix} u_{yt} \\ u_{xt} \end{bmatrix}$$

公式两边乘以 B^{-1} ，可以得到向量自回归模型的标准形式：

$$B^{-1} Z_t = A_0 + A_1 Z_{t-1} + V_t$$

$$\text{式中, } A_0 = B^{-1}\Gamma_0, A_1 = B^{-1}\Gamma_1, V_t = B^{-1}U_t$$

因此，

$$\begin{cases} y_t = a_{10} + a_{11}y_{t-1} + a_{12}x_{t-1} + v_{1t} \\ x_t = a_{20} + a_{21}y_{t-1} + a_{22}x_{t-1} + v_{2t} \end{cases} \quad (20)$$

这是向量自回归的一般模型。对该模型可以运用 OLS 法进行向量自回归模型的估计。

5.2.2.2 模型的求解

对 VAR 模型进行逐步回归得二阶 VAR 模型、三阶 VAR 模型回归结果，如图 28 所示：

| Vector Autoregression Estimates | | |
|----------------------------------------------|--------------------------------------|-------------------------------------|
| Date: 09/28/11 Time: 02:49 | | |
| Sample (adjusted): 2005M12 2011M07 | | |
| Included observations: 68 after adjustments | | |
| Standard errors in () & t-statistics in [] | | |
| | QTS | PT |
| QTS(-1) | -0.106193 (0.13941) [-0.76171] | 0.027158 (0.02514) [1.08028] |
| QTS(-2) | -0.302655 (0.13947) [-2.17001] | 0.091196 (0.02515) [3.62609] |

| | | |
|-----------------------------------------|-------------------------------------|--------------------------------------|
| PT(-1) | 0.457203 (0.62367) [0.73309] | -0.638671 (0.11246) [-5.67902] |
| PT(-2) | 0.195206 (0.58651) [0.33283] | -0.381721 (0.10576) [-3.60927] |
| C | 0.098655 (0.05437) [1.81441] | 0.013971 (0.00980) [1.42493] |
| R-squared | 0.105319 | 0.522615 |
| Adj. R-squared | 0.048514 | 0.492305 |
| Sum sq. resids | 10.50777 | 0.341676 |
| S.E. equation | 0.408399 | 0.073644 |
| F-statistic | 1.854047 | 17.24226 |
| Log likelihood | -32.99646 | 83.48777 |
| Akaike AIC | 1.117543 | -2.308464 |
| Schwarz SC | 1.280742 | -2.145265 |
| Mean dependent | 0.074577 | 0.011389 |
| S.D. dependent | 0.418682 | 0.103356 |
| Determinant resid covariance (dof adj.) | | 0.000724 |
| Determinant resid covariance | | 0.000622 |
| Log likelihood | | 58.03918 |
| Akaike information criterion | | -1.412917 |
| Schwarz criterion | | -1.086519 |

图 28 二阶 VAR 模型回归结果

Vector Autoregression Estimates

Date: 09/28/11 Time: 02:59

Sample (adjusted): 2006M01 2011M07

Included observations: 67 after adjustments

Standard errors in () & t-statistics in []

| | QTS | PT |
|---------|--------------------------------------|-------------------------------------|
| QTS(-1) | -0.132082 (0.12733) [-1.03735] | 0.032202 (0.02337) [1.37820] |
| QTS(-2) | -0.340078 (0.12683) | 0.096973 (0.02327) |

| | | |
|-----------------------------------------|--------------------------------------|--------------------------------------|
| | [-2.68141] | [4.16652] |
| QTS(-3) | -0.183796 (0.13866) [-1.32554] | -0.011376 (0.02544) [-0.44710] |
| PT(-1) | 0.274035 (0.70349) [0.38953] | -0.478918 (0.12910) [-3.70973] |
| PT(-2) | 0.089563 (0.70776) [0.12654] | -0.222942 (0.12988) [-1.71650] |
| PT(-3) | -0.862845 (0.58805) [-1.46730] | 0.211131 (0.10791) [1.95649] |
| C | 0.109905 (0.05294) [2.07592] | 0.011181 (0.00972) [1.15088] |
| R-squared | 0.179204 | 0.589826 |
| Adj. R-squared | 0.097124 | 0.548809 |
| Sum sq. resids | 8.117317 | 0.273358 |
| S.E. equation | 0.367816 | 0.067498 |
| F-statistic | 2.183288 | 14.37989 |
| Log likelihood | -24.36067 | 89.23693 |
| Akaike AIC | 0.936139 | -2.454834 |
| Schwarz SC | 1.166480 | -2.224493 |
| Mean dependent | 0.054398 | 0.014678 |
| S.D. dependent | 0.387094 | 0.100487 |
| Determinant resid covariance (dof adj.) | | 0.000550 |
| Determinant resid covariance | | 0.000441 |
| Log likelihood | | 68.70987 |
| Akaike information criterion | | -1.633131 |
| Schwarz criterion | | -1.172449 |

图 28 三阶 VAR 模型回归结果

通过对比两个 VAR 模型的检验指标, R-squared 越接近于 1 越好, Adj. R-squared 越接近于 1 越好, Sum sq. resids 越小越好, S.E. equation 越小越好, 因此, 三阶 VAR 模型比二阶 VAR 模型更优。

因此, 向量自回归 (VAR) 模型的估计式为:

$$\begin{aligned}
QTS_t = & 0.109905 - 0.132082QTS_{t-1} \\
& - 0.340078QTS_{t-2} - 0.183796QTS_{t-3} \\
& + 0.274035PT_{t-1} + 0.089563PT_{t-2} \\
& - 0.862845PT_{t-3} \\
PT_t = & 0.011181 + 0.032202QTS_{t-1} \\
& + 0.096973QTS_{t-2} - 0.011376TS_{t-3} \\
& - 0.478918PT_{t-1} - 0.222942PT_{t-2} \\
& 0.211131PT_{t-3}
\end{aligned} \tag{21}$$

5.3 房地产行业与国民经济其他行业关系模型

房地产业产业链长、关联度高、对其他产业带动作用较明显，但定量分析和明确与房地产业关联度大的主要产业类型、定量反映房地产业对各相关产业的波及和影响效应、揭示房地产业与其他产业之间的内在结构关系却较难。

5.3.1 模型的建立

房地产行业对国民经济其他行业都有需求拉动力或供给推动力即它们之间的前向关联和后向关联关系；简而言之，即研究房地产行业 and 各个行业的因果关系，在此，建立基于 Eviews6.0 的格兰杰检验因果模型。

5.3.2 模型的求解

在研究房地产行业 and 国民经济其他行业关系时，在对房地产业的发展进行分析时，我们采用房地产投资总额来量化房地产业的发展；相应的其他行业分别为纺织业、采矿业、教育业、金融业、科学研究、林业、煤炭业、通信业以及制造业。

在对数据进行处理时，由于各行业的投资总额的数据经单位根检验为非平稳，所以采用各行业投资总额增速数据，经单位根检验，投资总额增速数据是平稳的。故下面的各检验是基于投资总额增速数据。

方法一：

首先，运用格兰杰检验方法对这十行业的相互因果关系进行检验，如下图 29 所示：

Pairwise Granger Causality Tests

Date: 09/27/11 Time: 15:02

Sample: 2004M02 2011M08

Lags: 2

| Null Hypothesis: | Obs | F-Statistic | Prob. |
|-----------------------------------------------|-----|-------------|--------|
| FANG_ZHI does not Granger Cause CAI_KUANG | 89 | 0.07202 | 0.9306 |
| CAI_KUANG does not Granger Cause FANG_ZHI | | 1.66378 | 0.1956 |
| JIAO_YU does not Granger Cause CAI_KUANG | 89 | 5.27397 | 0.0070 |
| CAI_KUANG does not Granger Cause JIAO_YU | | 0.06066 | 0.9412 |
| JIN_RONG does not Granger Cause CAI_KUANG | 89 | 2.13874 | 0.1242 |
| CAI_KUANG does not Granger Cause JIN_RONG | | 1.59900 | 0.2082 |
| KEYAN_KANTAN does not Granger Cause CAI_KUANG | 89 | 2.05541 | 0.1344 |
| CAI_KUANG does not Granger Cause KEYAN_KANTAN | | 1.17022 | 0.3153 |

| | | | |
|-----------------------------------------------|----|---------|--------|
| LIN_YE does not Granger Cause CAI_KUANG | 89 | 1.20086 | 0.3060 |
| CAI_KUANG does not Granger Cause LIN_YE | | 0.33458 | 0.7166 |
| MEI_TAN does not Granger Cause CAI_KUANG | 89 | 5.56527 | 0.0054 |
| CAI_KUANG does not Granger Cause MEI_TAN | | 1.69003 | 0.1907 |
| TONGXIN does not Granger Cause CAI_KUANG | 89 | 0.12879 | 0.8793 |
| CAI_KUANG does not Granger Cause TONGXIN | | 0.97226 | 0.3824 |
| YOUSE_JINSHU does not Granger Cause CAI_KUANG | 89 | 0.35645 | 0.7012 |
| CAI_KUANG does not Granger Cause YOUSE_JINSHU | | 3.85836 | 0.0249 |
| ZHIZAOYE does not Granger Cause CAI_KUANG | 89 | 1.63963 | 0.2002 |
| CAI_KUANG does not Granger Cause ZHIZAOYE | | 2.28229 | 0.1083 |
| FTOU_ZONGE does not Granger Cause CAI_KUANG | 89 | 0.35665 | 0.7011 |
| CAI_KUANG does not Granger Cause FTOU_ZONGE | | 3.00337 | 0.0550 |
| JIAO_YU does not Granger Cause FANG_ZHI | 89 | 4.61400 | 0.0126 |
| FANG_ZHI does not Granger Cause JIAO_YU | | 0.48702 | 0.6162 |
| JIN_RONG does not Granger Cause FANG_ZHI | 89 | 1.06959 | 0.3478 |
| FANG_ZHI does not Granger Cause JIN_RONG | | 0.27630 | 0.7593 |
| KEYAN_KANTAN does not Granger Cause FANG_ZHI | 89 | 0.77461 | 0.4641 |
| FANG_ZHI does not Granger Cause KEYAN_KANTAN | | 1.02182 | 0.3644 |
| LIN_YE does not Granger Cause FANG_ZHI | 89 | 0.14460 | 0.8656 |
| FANG_ZHI does not Granger Cause LIN_YE | | 2.45814 | 0.0917 |
| MEI_TAN does not Granger Cause FANG_ZHI | 89 | 3.18795 | 0.0463 |
| FANG_ZHI does not Granger Cause MEI_TAN | | 0.31352 | 0.7317 |
| TONGXIN does not Granger Cause FANG_ZHI | 89 | 5.76309 | 0.0045 |
| FANG_ZHI does not Granger Cause TONGXIN | | 7.94224 | 0.0007 |
| YOUSE_JINSHU does not Granger Cause FANG_ZHI | 89 | 0.49128 | 0.6136 |
| FANG_ZHI does not Granger Cause YOUSE_JINSHU | | 2.84918 | 0.0635 |
| ZHIZAOYE does not Granger Cause FANG_ZHI | 89 | 4.75075 | 0.0111 |
| FANG_ZHI does not Granger Cause ZHIZAOYE | | 4.17266 | 0.0187 |
| FTOU_ZONGE does not Granger Cause FANG_ZHI | 89 | 0.22903 | 0.7958 |
| FANG_ZHI does not Granger Cause FTOU_ZONGE | | 1.27168 | 0.2857 |
| JIN_RONG does not Granger Cause JIAO_YU | 89 | 1.34920 | 0.2650 |
| JIAO_YU does not Granger Cause JIN_RONG | | 0.58939 | 0.5569 |

| | | | |
|----------------------------------------------|----|---------|--------|
| KEYAN_KANTAN does not Granger Cause JIAO_YU | 89 | 3.15269 | 0.0478 |
| JIAO_YU does not Granger Cause KEYAN_KANTAN | | 0.40542 | 0.6680 |
| LIN_YE does not Granger Cause JIAO_YU | 89 | 0.71267 | 0.4933 |
| JIAO_YU does not Granger Cause LIN_YE | | 3.74558 | 0.0277 |
| MEI_TAN does not Granger Cause JIAO_YU | 89 | 0.22252 | 0.8010 |
| JIAO_YU does not Granger Cause MEI_TAN | | 1.47672 | 0.2343 |
| TONGXIN does not Granger Cause JIAO_YU | 89 | 2.29189 | 0.1074 |
| JIAO_YU does not Granger Cause TONGXIN | | 2.08976 | 0.1301 |
| YOUSE_JINSHU does not Granger Cause JIAO_YU | 89 | 0.62533 | 0.5376 |
| JIAO_YU does not Granger Cause YOUSE_JINSHU | | 3.78733 | 0.0266 |
| ZHIZAOYE does not Granger Cause JIAO_YU | 89 | 0.02888 | 0.9715 |
| JIAO_YU does not Granger Cause ZHIZAOYE | | 1.90897 | 0.1546 |
| FTOU_ZONGE does not Granger Cause JIAO_YU | 89 | 3.49229 | 0.0349 |
| JIAO_YU does not Granger Cause FTOU_ZONGE | | 0.20765 | 0.8129 |
| KEYAN_KANTAN does not Granger Cause JIN_RONG | 89 | 1.00015 | 0.3722 |
| JIN_RONG does not Granger Cause KEYAN_KANTAN | | 0.94167 | 0.3941 |
| LIN_YE does not Granger Cause JIN_RONG | 89 | 0.98991 | 0.3759 |
| JIN_RONG does not Granger Cause LIN_YE | | 1.99026 | 0.1431 |
| MEI_TAN does not Granger Cause JIN_RONG | 89 | 0.50760 | 0.6038 |
| JIN_RONG does not Granger Cause MEI_TAN | | 0.37035 | 0.6916 |
| TONGXIN does not Granger Cause JIN_RONG | 89 | 1.03587 | 0.3594 |
| JIN_RONG does not Granger Cause TONGXIN | | 0.65941 | 0.5198 |
| YOUSE_JINSHU does not Granger Cause JIN_RONG | 89 | 0.14751 | 0.8631 |
| JIN_RONG does not Granger Cause YOUSE_JINSHU | | 0.81516 | 0.4460 |
| ZHIZAOYE does not Granger Cause JIN_RONG | 89 | 0.08555 | 0.9181 |
| JIN_RONG does not Granger Cause ZHIZAOYE | | 0.70805 | 0.4955 |
| FTOU_ZONGE does not Granger Cause JIN_RONG | 89 | 1.84878 | 0.1638 |
| JIN_RONG does not Granger Cause FTOU_ZONGE | | 0.52370 | 0.5942 |
| LIN_YE does not Granger Cause KEYAN_KANTAN | 89 | 2.07566 | 0.1319 |
| KEYAN_KANTAN does not Granger Cause LIN_YE | | 6.16496 | 0.0032 |
| MEI_TAN does not Granger Cause KEYAN_KANTAN | 89 | 2.34161 | 0.1024 |
| KEYAN_KANTAN does not Granger Cause MEI_TAN | | 0.01518 | 0.9849 |
| TONGXIN does not Granger Cause KEYAN_KANTAN | 89 | 1.65835 | 0.1966 |

| | | | |
|--------------------------------------------------|----|---------|--------|
| KEYAN_KANTAN does not Granger Cause TONGXIN | | 2.53900 | 0.0850 |
| YOUSE_JINSHU does not Granger Cause KEYAN_KANTAN | 89 | 4.88733 | 0.0098 |
| KEYAN_KANTAN does not Granger Cause YOUSE_JINSHU | | 0.72958 | 0.4851 |
| ZHIZAOYE does not Granger Cause KEYAN_KANTAN | 89 | 0.56364 | 0.5713 |
| KEYAN_KANTAN does not Granger Cause ZHIZAOYE | | 2.38759 | 0.0981 |
| FTOU_ZONGE does not Granger Cause KEYAN_KANTAN | 89 | 3.82211 | 0.0258 |
| KEYAN_KANTAN does not Granger Cause FTOU_ZONGE | | 0.55028 | 0.5789 |
| MEI_TAN does not Granger Cause LIN_YE | 89 | 3.14880 | 0.0480 |
| LIN_YE does not Granger Cause MEI_TAN | | 1.13367 | 0.3267 |
| TONGXIN does not Granger Cause LIN_YE | 89 | 1.54754 | 0.2188 |
| LIN_YE does not Granger Cause TONGXIN | | 3.28496 | 0.0423 |
| YOUSE_JINSHU does not Granger Cause LIN_YE | 89 | 0.19366 | 0.8243 |
| LIN_YE does not Granger Cause YOUSE_JINSHU | | 0.30640 | 0.7369 |
| ZHIZAOYE does not Granger Cause LIN_YE | 89 | 1.19861 | 0.3067 |
| LIN_YE does not Granger Cause ZHIZAOYE | | 0.16207 | 0.8507 |
| FTOU_ZONGE does not Granger Cause LIN_YE | 89 | 1.56679 | 0.2148 |
| LIN_YE does not Granger Cause FTOU_ZONGE | | 0.54208 | 0.5836 |
| TONGXIN does not Granger Cause MEI_TAN | 89 | 0.13491 | 0.8740 |
| MEI_TAN does not Granger Cause TONGXIN | | 0.35510 | 0.7021 |
| YOUSE_JINSHU does not Granger Cause MEI_TAN | 89 | 0.87835 | 0.4192 |
| MEI_TAN does not Granger Cause YOUSE_JINSHU | | 1.21776 | 0.3011 |
| ZHIZAOYE does not Granger Cause MEI_TAN | 89 | 0.25012 | 0.7793 |
| MEI_TAN does not Granger Cause ZHIZAOYE | | 1.50727 | 0.2274 |
| FTOU_ZONGE does not Granger Cause MEI_TAN | 89 | 0.05055 | 0.9507 |
| MEI_TAN does not Granger Cause FTOU_ZONGE | | 0.78467 | 0.4596 |
| YOUSE_JINSHU does not Granger Cause TONGXIN | 89 | 0.77043 | 0.4661 |
| TONGXIN does not Granger Cause YOUSE_JINSHU | | 0.75187 | 0.4746 |
| ZHIZAOYE does not Granger Cause TONGXIN | 89 | 0.33930 | 0.7132 |
| TONGXIN does not Granger Cause ZHIZAOYE | | 0.36252 | 0.6970 |
| FTOU_ZONGE does not Granger Cause TONGXIN | 89 | 3.89940 | 0.0240 |
| TONGXIN does not Granger Cause FTOU_ZONGE | | 0.33128 | 0.7189 |
| ZHIZAOYE does not Granger Cause YOUSE_JINSHU | 89 | 5.03936 | 0.0086 |
| YOUSE_JINSHU does not Granger Cause ZHIZAOYE | | 1.53694 | 0.2210 |

| | | | |
|------------------------------------------------|----|---------|--------|
| FTOU_ZONGE does not Granger Cause YOUSE_JINSHU | 89 | 1.04061 | 0.3577 |
| YOUSE_JINSHU does not Granger Cause FTOU_ZONGE | | 0.00832 | 0.9917 |
| FTOU_ZONGE does not Granger Cause ZHIZAOYE | 89 | 0.08856 | 0.9153 |
| ZHIZAOYE does not Granger Cause FTOU_ZONGE | | 0.81575 | 0.4458 |

图 29 九大行业与房地产行业的因果关系

由格兰杰检验结果,经过处理可得九大行业与房地产行业的因果系数如下表 2 所示:

表 2 房地产行业与九大行业的因果系数

| 因果 系数 相关行业 | 纺 织 业 | 采 矿 业 | 教育业 | 金 融 业 | 科 研 业 | 林业 | 煤 炭 业 | 通 信 业 | 制 造 业 |
|------------------|----------|----------|--------|----------|----------|--------|----------|----------|----------|
| κ | 0.7143 | 0.9450 | 0.1871 | 0.4058 | 0.4211 | 0.4164 | 0.5404 | 0.2811 | 0.5542 |

由表可以得到,与房地产行业关系密切的有采矿业、纺织业、制造业及煤炭业,教育业与房地产关系不紧密。

方法二:

由附件数据确定与房地产行业有关的行业为交通运输业 A_1 、金融业 A_2 、教育业 A_3 、科研与勘探业 A_4 、林业 A_5 、煤炭业 A_6 、通信业 A_7 及制造业 A_8 。

利用 Eviews6.0 对变量 A_1 、 A_2 、 A_3 、 A_4 、 A_5 、 A_6 、 A_7 以及房地产投资总额 A_0 的增速进行回归。

Step1: 对处理的各指标作单位根检验

在作回归模型之前,我们对 8 个变量进行了单位根检验,观察他们是否是平稳时间序列。8 个指标的 ADF 检验结果如下所示:

Null Hypothesis: D(FTOU_ZONGE) has a unit root

Exogenous: None

Lag Length: 2 (Fixed)

| | t-Statistic | Prob.* |
|----------------------------------------|-------------|--------|
| Augmented Dickey-Fuller test statistic | -4.837515 | 0.0000 |
| Test critical values: 1% level | -2.591813 | |
| 5% level | -1.944574 | |
| 10% level | -1.614315 | |

图30 房地产投资总额增速 (A_0) 单位根检验结果

Null Hypothesis: D(JIAO_YU) has a unit root
Exogenous: None
Lag Length: 2 (Fixed)

| | t-Statistic | Prob.* |
|----------------------------------------|-------------|--------|
| Augmented Dickey-Fuller test statistic | -5.882789 | 0.0000 |
| Test critical values: | | |
| 1% level | -2.591813 | |
| 5% level | -1.944574 | |
| 10% level | -1.614315 | |

图 31 交通运输业（A₁）增速单位根检验结果

Null Hypothesis: D(JIN_RONG) has a unit root
Exogenous: None
Lag Length: 2 (Fixed)

| | t-Statistic | Prob.* |
|----------------------------------------|-------------|--------|
| Augmented Dickey-Fuller test statistic | -6.287252 | 0.0000 |
| Test critical values: | | |
| 1% level | -2.591813 | |
| 5% level | -1.944574 | |
| 10% level | -1.614315 | |

图 32 金融业（A₂）单位根检验结果

Null Hypothesis: D(JIAO_YU) has a unit root
Exogenous: None
Lag Length: 2 (Fixed)

| | t-Statistic | Prob.* |
|----------------------------------------|-------------|--------|
| Augmented Dickey-Fuller test statistic | -5.882789 | 0.0000 |
| Test critical values: | | |
| 1% level | -2.591813 | |
| 5% level | -1.944574 | |
| 10% level | -1.614315 | |

图33 教育行业（A₃）单位根检验结果

Null Hypothesis: D(KEYAN_KANTAN) has a unit root

Exogenous: None

Lag Length: 2 (Fixed)

| | t-Statistic | Prob.* |
|----------------------------------------|-------------|--------|
| Augmented Dickey-Fuller test statistic | -4.916606 | 0.0000 |
| Test critical values: | | |
| 1% level | -2.591813 | |
| 5% level | -1.944574 | |
| 10% level | -1.614315 | |

图34 科研与勘探业（A₄）单位根检验结果

Null Hypothesis: D(LIN_YE) has a unit root

Exogenous: None

Lag Length: 2 (Fixed)

| | t-Statistic | Prob.* |
|----------------------------------------|-------------|--------|
| Augmented Dickey-Fuller test statistic | -6.345618 | 0.0000 |
| Test critical values: | | |
| 1% level | -2.591813 | |
| 5% level | -1.944574 | |
| 10% level | -1.614315 | |

图35 林业（A₅）单位根检验结果

Null Hypothesis: D(MEI_TAN) has a unit root

Exogenous: None

Lag Length: 2 (Fixed)

| | t-Statistic | Prob.* |
|----------------------------------------|-------------|--------|
| Augmented Dickey-Fuller test statistic | -7.332530 | 0.0000 |
| Test critical values: | | |
| 1% level | -2.591813 | |
| 5% level | -1.944574 | |
| 10% level | -1.614315 | |

图36 煤炭业（A₆）单位根检验结果

Null Hypothesis: D(TONGXIN) has a unit root
Exogenous: None
Lag Length: 2 (Fixed)

| | t-Statistic | Prob.* |
|----------------------------------------|-------------|-----------|
| Augmented Dickey-Fuller test statistic | -5.247672 | 0.0000 |
| Test critical values: | 1% level | -2.591813 |
| | 5% level | -1.944574 |
| | 10% level | -1.614315 |

图 37 通信业（A₇）单位根检验结果

由图 30 到图 37 可以知道,由于各变量的检验 t 统计量都远远小于显著性水平为 1% 的临界值,至少可以表明可以在 99%的置信水平下拒绝原假设,认为各变量存在一个单位根,都是一阶差分平稳的。

Step2: 房地产行业增速与其他各个行业增速互相关性检测,经过统计数据结果如表所示:

表 3 房地产行业与其他各个行业增速的互相关检测结果

| | | | | | | | | |
|-------------|-------------|--------|-------------|-------------|-------------|--------|-----------------|-------|
| 房地产 各个行业 | 采矿业 | 纺织业 | 教育业 | 科研勘 探 | 煤炭业 | 通信业 | 有色金 属矿采 业 | 制造业 |
| 互相关系数 | -0.292 2 | 0.4511 | -0.188 5 | -0.637 2 | -0.231 2 | 0.5125 | 0.792 | 0.718 |

由表 3 可以得到,房地产投资总额增速与教育增速互相关检测图中显示相关性很弱,但是与有色金属矿采业、制造业及通信业关系紧密,呈现一定的正相关关系。

Step3: 建立房地产开发投资总额增速与各个行业发展增速的回归模型,回归结果如图38所示:

Dependent Variable: FTOU_ZONGE_D
Method: Least Squares
Date: 09/27/11 Time: 14:51
Sample (adjusted): 2004M03 2011M08
Included observations: 90 after adjustments

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|--------------------|-------------|-----------------------|-------------|--------|
| C | 0.002954 | 0.211553 | 0.013965 | 0.9889 |
| JIAO_YU_D | -0.112042 | 0.040142 | -2.791111 | 0.0066 |
| JIN_RONG_D | -0.027958 | 0.012587 | -2.221155 | 0.0292 |
| KEYAN_KANTAN_D | -0.020389 | 0.032212 | -0.632975 | 0.5286 |
| LIN_YE_D | 0.015050 | 0.016375 | 0.919055 | 0.3608 |
| MEI_TAN_D | -0.049861 | 0.024549 | -2.031057 | 0.0456 |
| TONGXIN_D | 0.080282 | 0.042120 | 1.906037 | 0.0602 |
| ZHIZAOYE_D | 0.278966 | 0.118985 | 2.344551 | 0.0215 |
| CAI_KUANG_D | 0.031678 | 0.045240 | 0.700224 | 0.4858 |
| FANG_ZHI_D | 0.045364 | 0.040853 | 1.110413 | 0.2701 |
| R-squared | 0.389685 | Mean dependent var | -0.113333 | |
| Adjusted R-squared | 0.321024 | S.D. dependent var | 2.341561 | |
| S.E. of regression | 1.929447 | Akaike info criterion | 4.256783 | |
| Sum squared resid | 297.8211 | Schwarz criterion | 4.534539 | |
| Log likelihood | -181.5552 | Hannan-Quinn criter. | 4.368790 | |
| F-statistic | 5.675529 | Durbin-Watson stat | 1.426893 | |
| Prob(F-statistic) | 0.000005 | | | |

图 38 房地产开发投资总额增速与各个行业发展增速的回归结果（1）

由图 38 可知，房地产开发与科研勘探，林业，采矿业，纺织业发展关系非常小，可以忽略。因此，忽略科研勘探行业的影响，修正模型后并运用 Eviews6.0 求得回归结果如图 39 所示：

Dependent Variable: FTOU_ZONGE_D
Method: Least Squares
Date: 09/27/11 Time: 14:56
Sample (adjusted): 2004M03 2011M08
Included observations: 90 after adjustments

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|--------------------|-------------|-----------------------|-------------|--------|
| C | 0.003909 | 0.208640 | 0.018736 | 0.9851 |
| JIAO_YU_D | -0.119964 | 0.036334 | -3.301754 | 0.0014 |
| JIN_RONG_D | -0.030139 | 0.011735 | -2.568160 | 0.0120 |
| MEI_TAN_D | -0.032792 | 0.017756 | -1.846814 | 0.0683 |
| TONGXIN_D | 0.077192 | 0.036799 | 2.097678 | 0.0389 |
| ZHIZAOYE_D | 0.359568 | 0.078530 | 4.578721 | 0.0000 |
| R-squared | 0.362558 | Mean dependent var | -0.113333 | |
| Adjusted R-squared | 0.324615 | S.D. dependent var | 2.341561 | |
| S.E. of regression | 1.924338 | Akaike info criterion | 4.211381 | |
| Sum squared resid | 311.0584 | Schwarz criterion | 4.378035 | |
| Log likelihood | -183.5122 | Hannan-Quinn criter. | 4.278586 | |
| F-statistic | 9.555334 | Durbin-Watson stat | 1.476952 | |
| Prob(F-statistic) | 0.000000 | | | |

图 39 房地产开发投资总额增速与各个行业发展增速的回归结果（2）

由图 39 我们可以得到相应的回归模型为：

$$\Delta A_0 = -0.030139\Delta A_2 - 0.119964\Delta A_3 - 0.032792\Delta A_6 + 0.077192\Delta A_7 + 0.359568\Delta A_8 + 0.003909$$

(22)

由式可得看出，房地产投资业与制造业关系十分紧密且成正相关的关系，与教育业成负相关的关系。

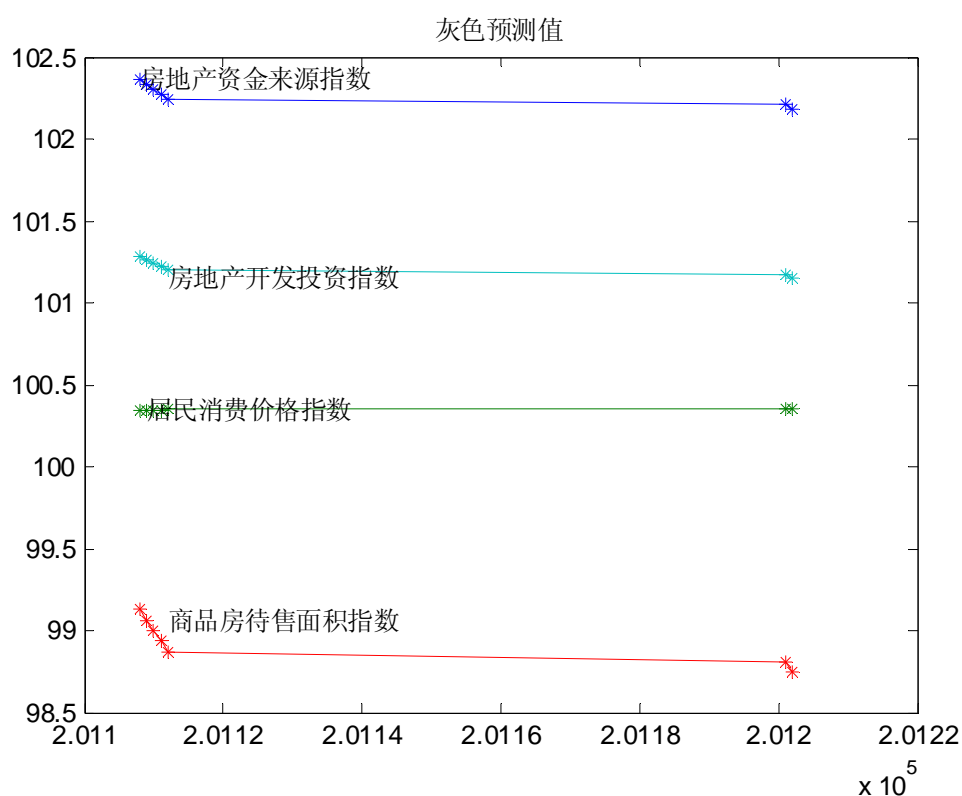
5.4 我国房地产行业态势分析模型

在分析房地产行业态势分析模型时，我们假设房地产开发综合景气指数来衡量房地产行业态势的变化，并假设主要影响房地产行业态势主要有城市居民居住消费价格指数，城市居民租房消费价格指数，房地产土地开发面积指数，房地产销售价格指数，房地产资金来源指数，居民消费价格指数，商品房待售面积指数，商品房施工面积指数及房地产开发投资指数；

Step1: 首先对多给数据进行数据处理，取出 2003.01-2007.07 的数据，并根据景气指数分成 10 个等级，分别为 A1, A2, A3, A4, A5, A6, A7, A8, A9, A10 分别用数字 1, 2, 3, 4, 5, 6, 7, 8, 9, 10 表示；其对应的区间分别为：[94.7400, 95.9250], [95.9250, 97.1100], [97.1100, 98.2950], [98.2950,99.4800], [99.4800,100.6650], [100.6650, 101.8500], [101.8500, 103.0350], [103.0350, 104.2200], [104.2200, 105.4050], [105.4050, 106.5900]。

Step2: 分别用房地产开发综合景气指数对其影响因素做互关联分析,所得到的关联系数分别为: 0.4439, 0.2056, 0.3773, 0.3956, 0.7446, 0.2173, 0.7105, 0.8373, 0.2056, 0.8714。

因此,筛选出根据关系系数分别为: 0.7446, 0.7105, 0.8373, 0.8714; 其分别对应的因素为: 房地产资金来源指数, 居民消费价格指数, 商品房待售面积指数, 房地产开发投资指数, 将所筛选出的数据进入 BP 神经网络进行训练, 然后再用灰色预测进行对房地产资金来源指数, 居民消费价格指数, 商品房待售面积指数, 房地产开发投资指数分别预测。结果如下:



Step3: 将灰色预测数据通过 BP 神经网络所预测的值如下:

| 房地产行业趋势预测 | | | | | | |
|-----------|-------------|------------|-------------|-------------|-------------|---------------------|
| 时间 | 房地产资金来源指数预测 | 居民消费价格指数预测 | 商品房待售面积指数预测 | 房地产开发投资指数预测 | 房地产开发指数等级预测 | 预测房地产景气指数区间 |
| 201108 | 102.3623 | 100.3431 | 99.1282 | 101.2851 | 6.5807 | [100.6650,101.8500] |
| 201109 | 102.3325 | 100.3449 | 99.0642 | 101.2632 | 6.5654 | [100.6650,101.8501] |
| 201110 | 102.3027 | 100.3466 | 99.0002 | 101.2414 | 6.55 | [100.6650,101.8502] |
| 201111 | 102.273 | 100.3484 | 98.9363 | 101.2195 | 6.5347 | [100.6650,101.8503] |
| 201112 | 102.2432 | 100.3502 | 98.8725 | 101.1976 | 6.5192 | [100.6650,101.8504] |
| 201201 | 102.2134 | 100.352 | 98.8086 | 101.1758 | 6.5037 | [100.6650,101.8505] |
| 201202 | 102.1837 | 100.3537 | 98.7449 | 101.154 | 6.4883 | [100.6650,101.8506] |

图 40 201108 到 201202 的房地产行业趋势预测

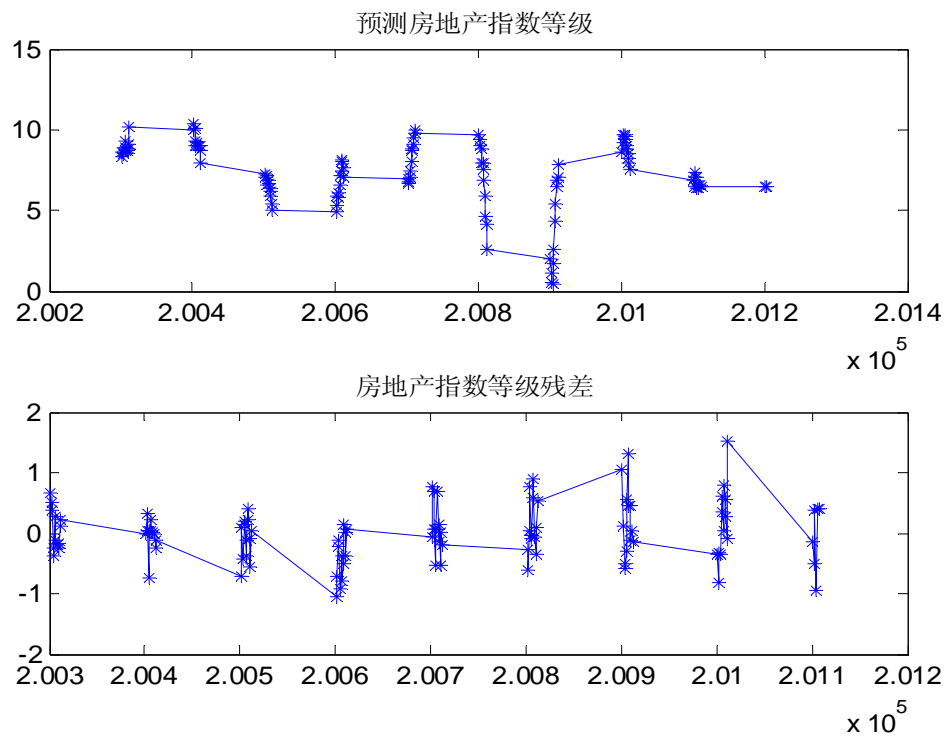


图 41 预测房地产指数等级和房地产等级残差

由图 40、41 可以得出：从预测时间段 2011.8-2012.02 期间，我们明显可以看到房地产景气指数在[100.6650,101.8500]区间内，说明未来几个月的时间内房地产行业由于房地产资金来源，居民消费价格，商品房待售面积，房地产开发投资的影响，分别预测处

于低增速时期。

具体神经网络的设置如下：

生成一个前向 BP 神经网络

```
net = newff(minmax(P),[4 1],{'tansig' 'purelin'},'trainlm');
```

设置迭代步长为：2038

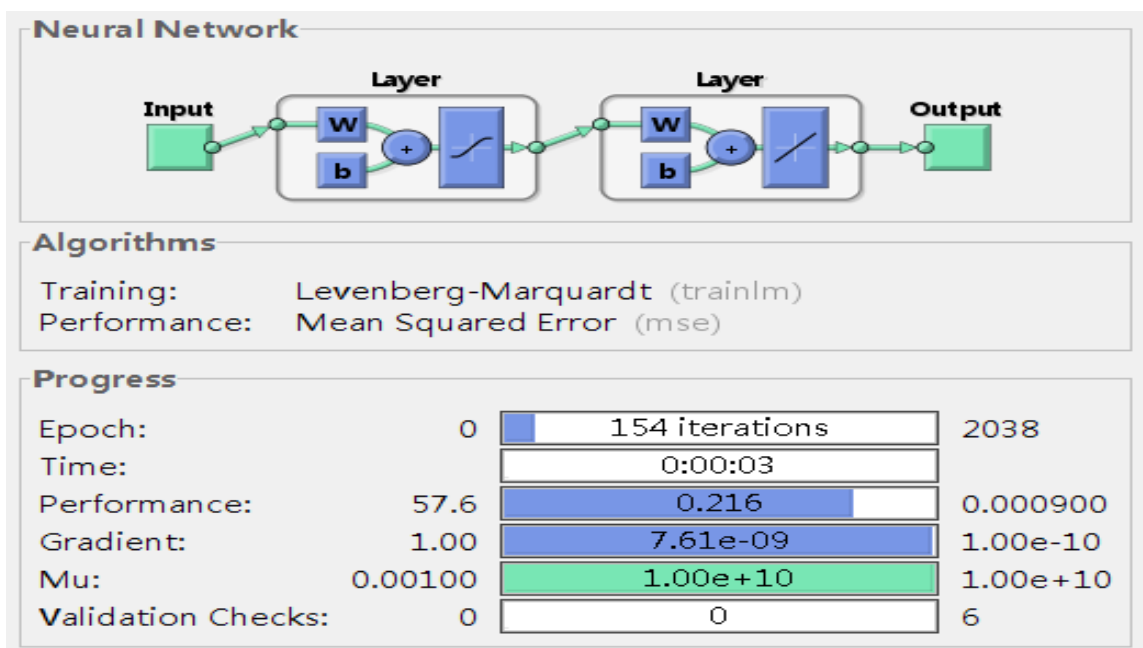
```
net.trainParam.epochs = 2038;
```

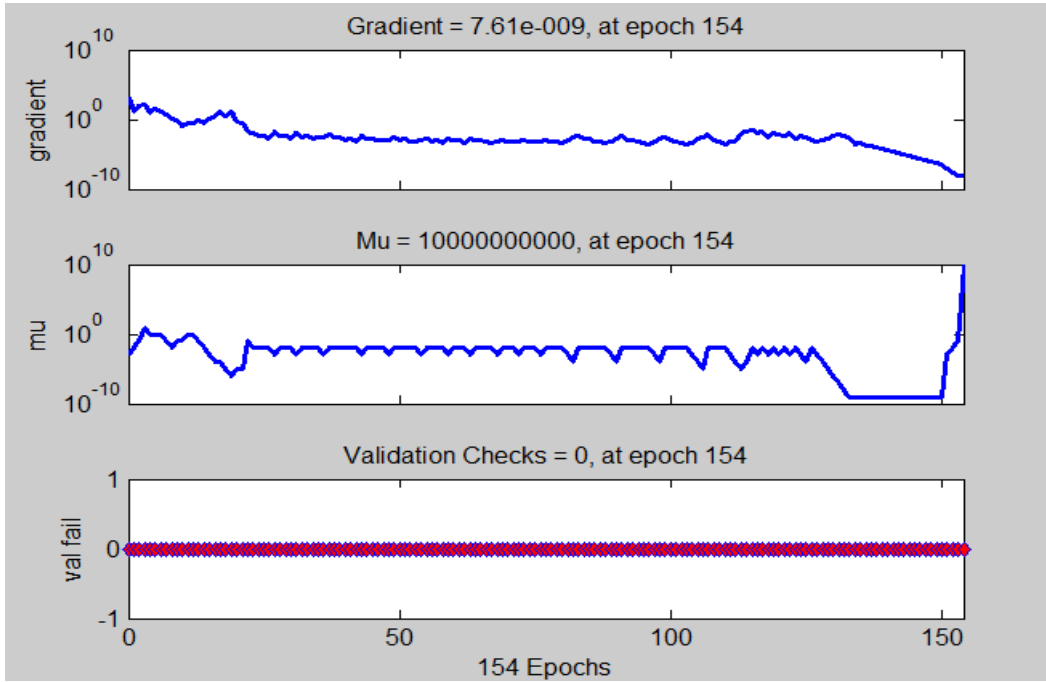
设置迭代精度为0.0009。

```
net.trainParam.goal = 0.0009;
```

```
[net,tr]=train(net,P,P_A)
```

```
an = sim(net,[P';rem_data]');
```





5.5 房价模型

随着我国城市建设的发展，房地产业在国民经济中占有越来越重要的位置，房地产的价格也关系到一般老百姓的生产和生活问题，也关系到一个城市发展的潜力和竞争力，更关系到国家的金融稳定、宏观经济政策等。如何制定合理的房价，不仅对老百姓有重要意义，也对我国稳定发展和社会稳定有积极意义。

5.5.1 模型的建立

一般，房价主要包括地价、人均收入和造价三个因素；运用相应的数据以及数据挖掘的思想建立相应的多元线性回归模型。

住宅的价格随着某种属性的增加而增加，但是增加的速率会越来越慢，此种情况遵循边际效用递减规律。在此，将住宅房价看作一个系统，影响其因素^[13]有年贷款利率 X_1 、家庭收入 X_2 、房地产投资（国家资本金） X_3 ，城镇新建住房面积 X_4 、城镇人均住房面积 X_5 ，房地产企业本年资产负债率 X_6 、流通中的现金 X_7 ，家庭户人口 X_8 等。系统行为有多个因子，不妨设因子集为 X_1, X_2, X_3, \dots 。则关联系数^[14]定义函数为

$$\eta(k) = \frac{\min \min | \hat{x}^{(0)}(k) - x^{(0)}(k) | + \rho \max \max | \hat{x}^{(0)}(k) - x^{(0)}(k) |}{| \hat{x}^{(0)}(k) - x^{(0)}(k) | + \rho \max \max | \hat{x}^{(0)}(k) - x^{(0)}(k) |} \quad (23)$$

根据近些年的数据，构造年贷款利率 X_1 、年人均收入 X_2 、房地产投资（国家资本金） X_3 ，城镇新建住房面积 X_4 、城镇人均住房面积 X_5 ，房地产企业本年资产负债率 X_6 、流通中的现金 X_7 以及家庭户人口 X_8 矩阵，经计算得到各个因素与房价的关联系数如表所示：

表 4 各个因素与房价的关联系数表

| 关 联 系 数 影 响 因 素 | 年 贷 款 利 率 (X_1) | 家 庭 收 入 (X_2) | 房 地 产 投 资 (X_3) | 城 镇 新 建 住 房 面 积 (X_4) | 城 镇 人 均 住 房 面 积 (X_5) | 房 地 产 企 业 本 年 资 产 负 债 率 (X_6) | 流 通 中 的 现 金 (X_7) | 家 庭 户 人 口 (X_8) |
|--------------------------|---------------------------|-------------------------|---------------------------|------------------------------------|------------------------------------|-----------------------------------------------|-----------------------------|---------------------------|
| $\eta(k)$ | 0.4683 | 0.99623 | 0.8378 | 0.91462 | 0.95899 | -0.4947 | 0.2426 | 0.5602 |

由表 4 可以看到,与房价关系紧密的为家庭收入(X_2),城镇人均住房面积(X_5),城镇新建住房面积(X_4)及房地产投资(X_3),相应的关联系数为 0.99623、0.95899、0.91462、0.8378。下面建立适当的模型对房价进行分析。

首先对数据进行统计分析(如图 42 所示),采取普遍适用的多元线性回归模型。运用 Eviews 软件对数据进行单位根检验发现,数据明显不平稳,多元线性回归模型

($\tilde{P} = \alpha' + \beta_1' X_2 + \beta_2' X_3 + \beta_3' X_4 + \beta_4' X_5$)不适用;其次,对数据进行对数化处理后,重新进行单位根检验,发现数据能够较好满足平稳性。因此,采用基于灰关联分析的特征价格改进模型,即 $\hat{P} = \alpha' X_2^{\beta_1} X_3^{\beta_2} X_4^{\beta_3} X_5^{\beta_4}$, 经过化简后得到:

$$\ln \tilde{P} = \alpha' + \beta_1' \ln X_2 + \beta_2' \ln X_3 + \beta_3' \ln X_4 + \beta_4' \ln X_5 \quad (24)$$

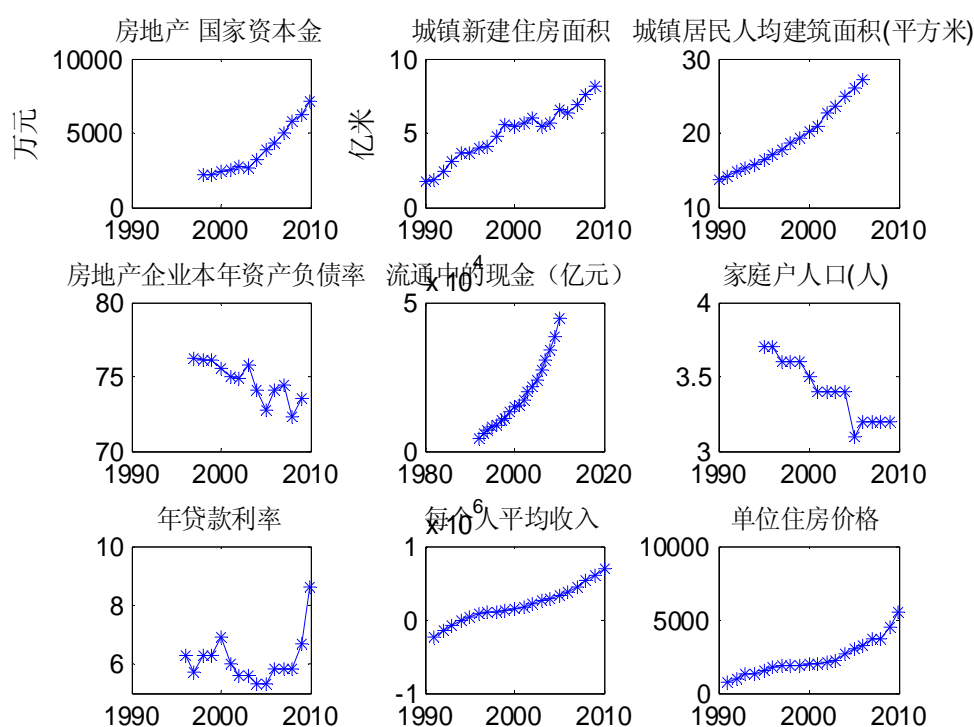


图 42 初始数据统计分析图

建立房价与家庭收入(X_2),城镇人均住房面积(X_5),城镇新建住房面积(X_4)及房地产投资(X_3)的回归模型,利用 Eviews6.0 可得回归结果如图 43 所示:

Sample: 1995 2010

Included observations: 16

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|--------------------|-------------|-----------------------|-------------|-----------|
| C | -1.589838 | 0.376696 | -4.220478 | 0.0018 |
| LN_JIATING_SHOURU | 0.893606 | 0.098255 | 9.094791 | 0.0000 |
| LN_INVEST | 4.73E-05 | 0.011492 | 0.004113 | 0.9968 |
| LN_RENJUN | 0.265932 | 0.276761 | 0.960872 | 0.3593 |
| LN_LIVE_AREA | 0.060248 | 0.155116 | 0.388410 | 0.7059 |
| R-squared | 0.997579 | Mean dependent var | | 7.836824 |
| Adjusted R-squared | 0.996369 | S.D. dependent var | | 0.378805 |
| S.E. of regression | 0.022827 | Akaike info criterion | | -4.441746 |
| Sum squared resid | 0.005211 | Schwarz criterion | | -4.152025 |
| Log likelihood | 41.53397 | Hannan-Quinn criter. | | -4.426910 |
| F-statistic | 824.1402 | Durbin-Watson stat | | 1.979735 |
| Prob(F-statistic) | 0.000000 | | | |

图 43 $Ln(X_2)$, $Ln(X_3)$, $Ln(X_4)$, $Ln(X_5)$ 与 $Ln(Y)$ 的回归模型

由图可得相应的模型为：

$$Ln(Y) = -1.589838 + 0.893606Ln(X_2) + (4.73E - 05)Ln(X_3) + 0.265932Ln(X_4) + 0.060248Ln(X_5)$$

$$t = \quad \quad \quad (9.0948) \quad \quad \quad (0.0041) \quad \quad \quad (0.960872) \quad \quad \quad (0.3884)$$

$$R^2 = 0.9976 \quad \quad \quad F = 824.1402 \quad \quad \quad D.W. = 1.9797$$

由上式可以看出，解释变量的 t 统计量的绝对值一般是小于 2.3，因此是不显著的。可决系数 $R^2 = 0.9976$ ，说明该模型具有很高的拟合优度，F 检验也是高度显著的，回归系数的符号和数值是合理的。

6.参考文献

- [1]戴明强，李卫军，杨鹏飞，数学模型及其应用[M]，北京：科学出版社，2007： 67-70.
- [2]阿德里安 C.达内尔，计量经济学辞典[M]，上海：上海财经大学出版社，2006： 27-28.
- [3]郑思齐，刘洪玉，住房需求的收入弹性：模型、估计与预测[J]，土木工程学报，(7)，2005.
- [4]林祖嘉，林素菁，台湾地区住宅需求价格弹性与所得弹性之估计[J]，住宅学报，台湾住宅学会，(2)： 25-48，1994
- [5]刘巍，陈昭，计量经济学软件：EViews 操作简明教程[M]，广州：暨南大学出版社，2009： 53-70.
- [6][日]雨宫健著，朱保华，周亚虹等译，高级计量经济学[M]，上海：上海财经大学出版社，2010： 10-16.
- [7]刘华杰，等，经济系统中的非线性与混沌及其应用[J]，数量经济技术经济研究，(2)： 377-384，1993.

- [8]高鸿业, 西方经济学(微观部分)[M], 北京: 中国人民大学出版社, 2007: 60-64.
- [9]李光勤, 蛛网模型中的价格稳定性分析[J], 浙江万里学院学报, (2): 17-19, 2007.
- [10]么海涛, 蛛网模型的数学研究[J], 北京信息科技大学学报, (2): 96-98, 2011.
- [11]孙敬水, 计量经济教程[M], 北京: 清华大学出版社; 北京交通大学出版社, 2005: 300-301.
- [12]张晓峒, Eviews 使用指南与案例[M], 北京: 机械工业出版社, 2007: 114-119.
- [13]李立, 李永辉, 论当前影响房价的因素及变动趋势[J], 东岳论丛, (6), 2002.
- [14]曾俊杰, 李博皇, 张维, 基于多目标规划的合理房价模型探讨[J], 科协论坛, (5), 2010.